

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ**

**VANDERLEI GALINA**

**ESTUDO E IMPLEMENTAÇÃO COMPUTACIONAL DE PLANOS AMOSTRAIS  
PARA ACEITAÇÃO DE LOTES DE PRODUTOS: NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E  
ANSI/ASQ Z1.9.**

**CURITIBA  
2009**

**VANDERLEI GALINA**

**ESTUDO E IMPLEMENTAÇÃO COMPUTACIONAL DE PLANOS AMOSTRAIS  
PARA ACEITAÇÃO DE LOTES DE PRODUTOS: NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E  
ANSI/ASQ Z1.9.**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Ciências, na Linha de Pesquisa em Métodos Estatísticos Aplicados à Engenharia da Área de Concentração em Programação Matemática, no Programa de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia, do Setor de Ciências Exatas e do Setor de Tecnológica da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Anselmo Chaves Neto

**CURITIBA  
2009**

## **AGRADECIMENTOS**

À Deus.

Ao meu orientador Professor Dr. Anselmo Chaves Neto, pela orientação, apoio e amizade.

Aos professores do curso de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia, por compartilhar seus conhecimentos.

Aos colegas de curso, que sempre prestaram seu tempo a ajudar nos momentos de dificuldade e pela amizade.

Aos meus pais e familiares que sempre incentivaram ao crescimento acadêmico e profissional.

Ao profissional Sidney da Silva da área da qualidade pelo auxílio na realização do trabalho.

## RESUMO

A procura do consumidor final por produtos e serviços que mantenham um bom nível de qualidade tem provocado a busca contínua de produtores e fornecedores pela melhoria em seus processos de produção. Dessa forma é necessário avaliar o produto na entrada do processo produtivo. A varredura de todos os itens tem um custo financeiro muito elevado. Uma alternativa à inspeção completa é a amostragem de aceitação. Quando a amostragem de aceitação é bem empregada pode auxiliar, e muito, na manutenção e na melhoria da qualidade. As normas ANSI/ASC Z1.4 (*Sampling Procedures and Tables for inspection by Attributes*) e ANSI/ASC Z1.9 (*Sampling Procedures and Tables for inspection by Variables*) são versões atualizadas das normas brasileiras NBR-5426 e NBR-5429, respectivamente. A utilização das normas ANSI/ASC Z1.4 e ANSI/ASC Z1.9 pela empresa consumidora, e de seus fornecedores que também são clientes de outras empresas fornecedoras, é uma forma de pressionar o produtor para sempre manter sua produção em um baixo nível de itens não-conformes pela diminuição da variabilidade na produção. Para a concreta aplicação dessas normas o presente trabalho faz um estudo dos diversos tipos de planos amostrais, bem como dos planos que têm como base o Nível de Qualidade Aceitável (especificados pelas normas) e o desenvolvimento de um programa computacional capaz de definir e analisar planos amostrais de forma ágil e clara, suprimindo a necessidade de consulta às normas. A funcionalidade do software foi verificada através de amostras simuladas.

Palavras-chave: Inspeção por Amostragem. Planos Amostrais. Normas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9.

## **ABSTRACT**

The demand from the final consumer by products and service that keep a good level of quality has been causing the continuous searching for producers and providers for the improvement well into their production processes. In such case it is necessary to evaluate the product at the entrance from the productive process. Checking all the items demands a high financial cost. An alternative of the completed inspection is the acceptance sampling. When the acceptance sampling is well done, it can helps, a lot, at the maintenance and at the improvement from the quality. The standards ANSI/ASC Z1.4 (Sampling Procedures and Tables for inspection by Attributes) and ANSI/ASC Z1.9 (Sampling Procedures and Tables for inspection by Variables) are updated versions of the Brazilian's standards NBR-5426 and NBR-5429, respectively. The application of the standards ANSI/ASC Z1.4 and ANSI/ASC Z1.9 by the business consumer, and as of their providers as well as they are clients of other companies, that is a form of pressure the producer to ever keep their production well into a low level as of items non-defective from the variability in the production. For the real application of these standards the present article shows a study of various kind of acceptance sampling, such as the layouts that it has as a basis of the level the Acceptable Quality Level (specified by the standards) and the development of a computational program able to set out and analyze sampling layouts in a fast and clear way, abolishing the need to search at the standards. The functionality of the software was verified using simulated samples.

**Key words:** Inspection by Sampling. Sampling Plans. Standards ANSI/ASQ Z1.4 AND ANSI/ASQ Z1.9.

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2.1 – LOTE PARA AMOSTRAGEM ESTRATIFICADA .....	27
FIGURA 2.2 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM SIMPLES .....	30
FIGURA 2.3 – CURVA CARACTERÍSTICA DE OPERAÇÃO ( $n = 140$ , $Ac = 3$ ) .....	32
FIGURA 2.4 – CURVA CO TIPO A E TIPO B .....	33
FIGURA 2.5 – CURVA CARACTERÍSTICA DE OPERAÇÃO IDEAL .....	34
FIGURA 2.6 – EFEITO DA MUDAÇA DOS PARÂMETROS $n$ E $Ac$ NAS CURVAS CO COM $n$ PROPORCIONAL A $Ac$ .....	35
FIGURA 2.7 – EFEITO DA MUDAÇA DOS PARÂMETROS $n$ E $Ac$ NAS CURVAS CO COM $n$ CONSTANTE .....	35
FIGURA 2.8 – CURVA CO COM DOIS PONTOS ESPECÍFICOS .....	38
FIGURA 2.9 – NOMOGRAMA DA DISTRIBUIÇÃO BINOMIAL ACUMULADA .....	39
FIGURA 2.10 – INSPEÇÃO RETIFICADORA .....	40
FIGURA 2.11 – CURVA QSM .....	41
FIGURA 2.12 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM DUPLO .....	43
FIGURA 2.13 – PLANO DE AMOSTRAGEM SEQUENCIAL .....	46
FIGURA 2.14 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA .....	50
FIGURA 2.15 – RELAÇÃO DE $p$ COM A MÉDIA E O DESVIO PADRÃO DA DISTRIBUIÇÃO NORMAL .....	61
FIGURA 2.16 – RELAÇÃO DE $k$ COM A DISTRIBUIÇÃO DAS MÉDIAS DAS AMOSTRAS E A DISTRIBUIÇÃO DOS ITENS INDIVIDUAIS .....	65
FIGURA 2.17 – NOMOGRAMA PARA DETERMINAR OS PARÂMETROS $n$ E $k$ DE PLANOS DE AMOSTRAGEM DE VARIÁVEIS .....	70
FIGURA 2.18 – GRÁFICO PARA DETERMINAR A FRAÇÃO MÁXIMA PERMISSÍVEL $M$ .....	71
FIGURA 2.19 – GRÁFICO PARA DETERMINAR $p$ ESTIMADO DADO O VALOR DE $z$ .....	71
FIGURA 2.20 – ESQUEMA PLANOS CSP-1 .....	77
FIGURA 2.21 – COMPORTAMENTO DA MÉDIA E DO DESVIO PADRÃO DO PROCESSO .....	82
FIGURA 3.1 – REGRAS PARA MUDANÇA DE INSPEÇÃO .....	91
FIGURA 3.2 – CURVAS CO PARA O CÓDIGO ALFABÉTICO H .....	108

FIGURA 4.1 – TELA INICIAL DO SOFTWARE PLANISNP .....	138
FIGURA 4.2 – ABA AMOSTRAGEM SIMPLES .....	139
FIGURA 4.3 – ABA AMOSTRAGEM DUPLA .....	140
FIGURA 4.4 – ABA AMOSTRAGEM MÚLTIPLA .....	140
FIGURA 4.5 – CURVA CO PLANO PARA ATRIBUTOS .....	141
FIGURA 4.6 – CURVA QSM PLANO PARA ATRIBUTOS .....	142
FIGURA 4.7 – ABA VARIÁVEIS .....	143
FIGURA 4.8 – CURVA CO PLANO PARA VARIÁVEIS .....	144
FIGURA 4.9 – TESTE DE ADERÊNCIA KOLMOGOROV-SMIRNOV .....	145
FIGURA 4.10 – CONCHA INFERIOR .....	147
FIGURA 4.11 – TRAVESSA DIANTEIRA .....	148
FIGURA 4.12 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA DATUM B .....	149
FIGURA 4.13 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA XY37 .....	149
FIGURA 4.14 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA DATUM B .....	150
FIGURA 4.15 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA XY24 .....	150
FIGURA 4.16 – DETALHES PLANO AMOSTRAL COM AMOSTRAGEM SIMPLES .....	151
FIGURA 4.17 – FUNÇÃO UNIFORMERDN .....	152
FIGURA 4.18 – FUNÇÃO AMOSTRAGAUSSIANA .....	152

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 2.1 – PROCEDIMENTO PARA ENCONTRAR A PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO PLANO SEQUENCIAL ATÉ TERCEIRA AMOSTRA.....	53
QUADRO 2.2 – PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE UM PLANO AMOSTRAL MÚLTIPLO.....	54
QUADRO 2.3 – COMPARATIVO DAS VANTAGENS E DESVANTAGENS DE PLANOS AMOSTRAIS .....	55
QUADRO 2.4 – SÍNTESE DOS PROCEDIMENTOS PARA SENTENCIAMENTO DE LOTES COM DESVIO PADRÃO CONHECIDO.....	74
QUADRO 2.5 – SÍNTESE DOS PROCEDIMENTOS PARA SENTENCIAMENTO DE LOTES COM DESVIO PADRÃO DESCONHECIDO .....	74
QUADRO 3.1 – CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA O TAMANHO DA AMOSTRA .....	92
QUADRO 3.2 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO NORMAL .....	93
QUADRO 3.3 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO SEVERA.....	94
QUADRO 3.4 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO REDUZIDA.....	95
QUADRO 3.5 – PLANOS DE AMOSTRAGEM DUPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL.....	96
QUADRO 3.6 – PLANOS DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL .....	97
QUADRO 3.7 – PLANOS DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL (CONTINUAÇÃO).....	98
QUADRO 3.8 – FATORES PARA DETERMINAR LQSM APROXIMADOS PARA AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL .....	99
QUADRO 3.9 – FATORES PARA DETERMINAR LQSM APROXIMADOS PARA AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO SEVERA .....	100
QUADRO 3.10 – QUALIDADE LIMITE (PARA PORCENTAGEM DE NÃO-CONFORMES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 10%.....	101
QUADRO 3.11 – QUALIDADE LIMITE (PARA O NÚMERO DE NÃO-CONFORMIDADES POR CEM UNIDADES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 10% .....	102
QUADRO 3.12 – QUALIDADE LIMITE (PARA PORCENTAGEM DE NÃO-CONFORMES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 5%.....	103
QUADRO 3.13 – QUALIDADE LIMITE (PARA O NÚMERO DE NÃO-CONFORMIDADES POR CEM UNIDADES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 5% .....	104



QUADRO 3.14 – NÚMEROS LIMITES PARA INSPEÇÃO REDUZIDA .....	105
QUADRO 3.15 – PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA O CÓDIGO ALFABÉTICO K E NQA = 1%..	108
QUADRO 3.16 – INTERVALOS PARA ESCOLHA DO NQA .....	115
QUADRO 3.17 – CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA O TAMANHO DA AMOSTRA.....	115
QUADRO 3.18 – PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA 1).....	116
QUADRO 3.19 – CONTINUAÇÃO PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E INSPEÇÃO SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA1) .	117
QUADRO 3.20 – PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2).....	118
QUADRO 3.21 – CONTINUAÇÃO PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2) .....	119
QUADRO 3.22 – PORCENTAGEM ESTIMADA DE NÃO-CONFORMES DO LOTE PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA.....	120
QUADRO 3.23 – VALOR DE $F\sigma$ PARA ENCONTRAR O MÁXIMO DESVIO PADRÃO DO PROCESSO .....	121
QUADRO 3.24 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM DUPLA ESPECIFICAÇÃO E MESMO VALOR PARA O NQA EM CADA LIMITE.....	123
QUADRO 3.25 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM DUPLA ESPECIFICAÇÃO E DIFERENTES VALORES PARA O NQA EM CADA LIMITE .....	124
QUADRO 3.26 – PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA 1).....	125
QUADRO 3.27 – PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2).....	126
QUADRO 3.28 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E VARIABILIDADE DESCONHECIDA. ....	127
QUADRO 3.29 – PORCENTAGEM ESTIMADA DE NÃO-CONFORMES DO LOTE PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA .....	129
QUADRO 3.30 – CONSTRUÇÃO CURVA CO DE UM PLANO AMOSTRAL COM DESVIO PADRÃO DESCONHECIDO .....	134
QUADRO 3.31 – TAMANHOS AMOSTRAIS DA NORMA ANSI/ASQ Z1.9 E CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA A MUDANÇA DE PLANOS ENTRE AS NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E ANSI/ASQ Z1.9.....	136
QUADRO 4.1 – APLICAÇÃO PLANO AMOSTRAL COM DADOS REAIS.....	147

QUADRO 4.2 – AMOSTRAS CARACTERÍSTICAS DA QUALIDADE COM VALORES REAIS ..... 148

## LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1 – PROBABILIDADES DE ACEITAÇÃO PARA O PLANO DE AMOSTRAGEM SIMPLES COM $n = 140$ e $Ac = 3$ .....	32
TABELA 2.2 – PLANO AMOSTRAL COM SETE ESTÁGIOS.....	51
TABELA 2.3 – PLANOS DODGE-ROMIG PARA AMOSTRAGEM SIMPLES, PADL = 5% .....	57
TABELA 2.4 – PLANOS DODGE-ROMIG PARA AMOSTRAGEM SIMPLES, LQSM = 2% .....	58
TABELA 2.5 – VALORES DE $i$ PARA PLANOS CSP-1 .....	78
TABELA 2.6 – EXEMPLIFICAÇÃO TESTE DE ADERÊNCIA K-S.....	85
TABELA 2.7 – VALORES CRÍTICOS DA ESTATÍSTICA $D_n$ DO TESTE K-S .....	86
TABELA 4.1 – AMOSTRAS SIMULADAS DE UM PROCESSO COM $N_{cf} = 3\%$ .....	154
TABELA 4.2 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM $NCF = 2\%$ .....	154
TABELA 4.3 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM $NCF = 1\%$ .....	155
TABELA 4.4 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM $NCF = 0,8\%$ .....	155
TABELA 4.5 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM $NCF = 0,5\%$ .....	156
TABELA 4.6 – RESULTADOS DA PRIMEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS.....	156
TABELA 4.7 – RESULTADOS DA SEGUNDA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS .....	157
TABELA 4.8 – RESULTADOS DA TERCEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS.....	157
TABELA 4.9 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM $C_p = 1$ E $\sigma = 8,8$ .....	158
TABELA 4.10 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM $C_p = 1$ E $\sigma = 4,67$ .....	158
TABELA 4.11 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM $C_p = 1,33$ E $\sigma = 4,5088$ .....	158
TABELA 4.12 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM $C_p = 1,66$ E $\sigma = 2,8112$ .....	159
TABELA 4.13 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM $\sigma = 8,8$ , $C_p = 0,53$ E $C_{pkm} = 0,4608$ .....	159
TABELA 4.14 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM $\sigma = 8,67$ , $C_p = 1$ E $C_{pkm} = 0,6826$ .....	159
TABELA 4.15 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM $\sigma = 3,5088$ , $C_p = 1,33$ E $C_{pkm} = 0,7640$ .....	160

TABELA 4.16 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM $\sigma = 2,8112$ , $C_p = 1,66$ E $C_{pkm} = 0,8136$ .....	160
TABELA 4.17 – RESULTADOS DA PRIMEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS.....	160
TABELA 4.18 – RESULTADOS DA SEGUNDA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS .....	161
TABELA 4.19 – RESULTADOS DA TERCEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS .....	161
TABELA 4.20 – RESULTADOS DA TERCEIRA SIMULAÇÃO PLANOS PARA VARIÁVEIS .....	162

## LISTA DE SIGLAS

ABNT	– Associação Brasileira de Normas Técnicas
Ac	– Número de aceitação
ANSI	– <i>American National Standard Institute</i>
ASQ	– <i>American Society for Quality</i>
CCO	– Curva Característica de Operação (mesmo que curva CO)
CEP	– Controle Estatístico do Processo
Cp	– Capacidade do processo
d	– Número de itens defeituosos
ITM	– Inspeção Total Média
k	– Constante de aceitabilidade
LIE	– Limite Inferior de Especificação
LQSM	– Limite da Qualidade de Saída Média
LSE	– Limite Superior de Especificação
M	– Máxima porcentagem de não-conformes permitida
MPSD	– Maximum Process Standard Deviation
MSD	– Maximum Standard Deviation
n	– Número de elementos da amostra
N	– Número de elementos do lote
Ncf	– Não-coformes do lote ou processo
NQA	– Nível de Qualidade Aceitável
p	– Porcentagem de não-conformes do lote ou processo
P <sub>a</sub>	– Probabilidade de Aceitação
PADL	– Percentual Aceitável de Defeituosos do Lote (mesmo que QL)
QL	– Qualidade Limite (mesmo que PADL)

$Q_{LIE}$	– Índice de qualidade para o limite inferior de especificação
$Q_{LSE}$	– Índice de qualidade para o limite superior de especificação
$QSM$	– Qualidade de Saída Média
$Re$	– Número de Rejeição
$s$	– Desvio padrão amostral
$z_i$	– Valor da abscissa da distribuição Gaussiana no ponto $i$
$\alpha$	– Probabilidade de rejeitar um lote de boa qualidade
$\beta$	– Probabilidade de aceitar um lote de má qualidade
$\mu$	– Média do processo
$\sigma$	– Desvio padrão do processo
$\bar{x}$	– Média amostral

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>18</b>
1.1	OBJETIVOS DO TRABALHO.....	19
1.1.1	Objetivo geral .....	19
1.1.2	Objetivos específicos .....	20
1.2	IMPORTÂNCIA DO TRABALHO .....	20
1.3	LIMITAÇÕES DO TRABALHO .....	20
1.4	ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO .....	21
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>22</b>
2.1	O CONCEITO DE QUALIDADE .....	22
2.2	INSPEÇÃO DA QUALIDADE .....	24
2.2.1	Formação de lotes .....	25
2.2.2	Amostragem .....	26
2.3	INSPEÇÃO POR AMOSTRAGEM DE ACEITAÇÃO .....	28
2.3.1	Tipos de planos de amostragem .....	29
2.4	PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA ATRIBUTOS .....	29
2.4.1	Planos de amostragem simples para atributos .....	30
2.4.2	Curva característica de operação .....	31
2.4.3	Curva CO tipo A e tipo B .....	33
2.4.4	Efeito dos parâmetros n e Ac nas curvas CO .....	34
2.4.5	Riscos da amostragem de aceitação e pontos específicos da curva CO .....	36
2.4.5.1	Risco do produtor .....	36
2.4.5.2	Risco do consumidor .....	37
2.4.6	Elaboração de planos de amostragem simples para pontos específicos da curva CO ..	37
2.4.7	Inspeção de retificação .....	39
2.4.7.1	Qualidade de saída média .....	40
2.4.8	Planos de amostragem dupla para atributos .....	42
2.4.9	Planos de amostragem sequencial para atributos .....	45
2.4.10	Planos de amostragem múltipla para atributos .....	49
2.4.11	Comparação entre planos amostrais .....	55
2.5	PLANOS DE AMOSTRAGEM DODGE-ROMIG .....	56
2.6	PLANOS NQA .....	58
2.7	PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA INSPEÇÃO POR VARIÁVEIS .....	59
2.7.1	Inspeção por variáveis para porcentagem não-conforme .....	60
2.7.2	Inspeção por variáveis com desvio padrão conhecido .....	61
2.7.2.1	Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO:	
	Especificação unilateral .....	63

2.7.2.2	Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação bilateral .....	66
2.7.3	Inspeção por variáveis com desvio padrão desconhecido .....	67
2.7.3.1	Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação unilateral .....	67
2.7.3.2	Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação bilateral .....	72
2.8	OUTRAS TÉCNICAS DE AMOSTRAGEM .....	75
2.8.1	Planos de amostragem em cadeia .....	75
2.8.2	Planos de amostragem contínua .....	76
2.8.3	Planos de amostragem <i>skip-lot</i> .....	80
2.9	CAPACIDADE DO PROCESSO .....	81
2.10	TESTE DE ADERÊNCIA KOLMOGOROV-SMIRNOV .....	84
<b>3</b>	<b>NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E ANSI/ASQ Z1.9 .....</b>	<b>87</b>
3.1	NORMA ANSI/ASQ Z1.4 .....	87
3.1.1	Definições .....	89
3.1.2	Critérios para mudança de inspeção .....	90
3.1.3	Procedimentos .....	92
3.1.4	Curvas CO .....	108
3.1.5	Planos amostrais de acordo com um LQSM ou um QL especificado .....	110
3.1.6	Números limite para estabelecimento da inspeção reduzida .....	111
3.2	NORMA ANSI/ASQ Z1.9 .....	111
3.2.1	Procedimentos .....	114
3.2.1.1	Planos de amostragem com variabilidade conhecida .....	116
3.2.1.1.1	Plano amostral unilateral utilizando a forma 1 .....	116
3.2.1.1.2	Plano amostral unilateral utilizando a forma 2 .....	117
3.2.1.1.3	Plano amostral bilateral utilizando a forma 2 .....	121
3.2.1.2	Planos de amostragem com variabilidade desconhecida .....	124
3.2.1.2.1	Plano amostral unilateral utilizando a forma 1 .....	124
3.2.1.2.2	Plano amostral unilateral utilizando a forma 2 .....	125
3.2.1.2.3	Plano amostral bilateral utilizando a forma 2 .....	127
3.2.2	Construção do quadro da proporção de não-conformes e a relação entre k e M .....	130
3.2.3	Construção de curvas CO e determinação de parâmetros de um plano amostral da norma ANSI/ASQ Z1.9 .....	132
3.3	MUDANÇA DE PLANOS AMOSTRAIS ENTRE NORMAS .....	135
3.4	TRABALHOS RELACIONADOS ÀS NORMAS NBR-5426 E NBR-5429 .....	136
<b>4</b>	<b>APRESENTAÇÃO E APLICAÇÃO DO SOFTWARE PLANINSP .....</b>	<b>138</b>
4.1	APRESENTAÇÃO .....	139
4.1.1	Aba atributos .....	139
4.1.2	Aba variáveis .....	142



4.1.3	Menu Teste K-S .....	144
4.2	Aplicação .....	145
4.2.1	Dados reais .....	145
4.2.2	Dados obtidos por simulação.....	151
4.2.2.1	Simulação em planos amostrais para atributos .....	153
4.2.2.2	Simulação em planos amostrais para variáveis.....	157
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>163</b>
5.1	SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS .....	164
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>165</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O consumidor tem se mostrado cada vez mais atento e exigente quanto aos produtos que adquire e aos serviços que contrata. Com isso a competição entre as empresas para melhor satisfazer seus clientes é inevitável.

Na escolha do consumidor por um produto ou serviço, a qualidade tornou-se um dos fatores de maior importância. Isso não acontece apenas no consumidor final, mas tem aparecido também em organizações industriais, lojas de varejo e órgãos governamentais. O sucesso, o crescimento, uma melhor posição de competitividade e o retorno financeiro de um negócio são atingidos pela melhora da qualidade. (MONTGOMERY, 2004)

Nesse contexto a avaliação da qualidade tornou-se imprescindível no ambiente das organizações.

Já há algum tempo consagrou-se como verdadeira uma idéia simples e objetiva: tão importante quanto produzir qualidade é avaliá-la corretamente. De fato, a avaliação contínua da qualidade é um fator estratégico para a organização, já que da plena aceitação pelo mercado de seus produtos e serviços depende sua própria sobrevivência. Reconhecida a importância da avaliação da qualidade, passam-se a considerar os vários elementos requeridos para estruturá-la corretamente. Por exemplo: o componente dinâmico que bem caracteriza o mercado mostra com clareza a necessidade de que a avaliação seja contínua; a exigência de agilidade da empresa para responder às mudanças detectadas enfatiza a necessidade de que esse processo de análise e ação seja eficiente; e, ainda, a crescente dificuldade em gerar melhorias exige que a avaliação da qualidade seja técnica, organizada e direcionada para elementos críticos da organização. (PALADINI, 2008, p. 19).

Normalmente, os produtos que entram em um processo de produção, são entregues em lotes. Uma importante avaliação da qualidade desses produtos é realizada com informações obtidas de apenas parte do que está sendo recebido.

O ato de inspecionar algo para saber se determinado objeto está de acordo com o que se espera acompanha a humanidade. Na produção artesanal cada item do produto podia ser inspecionado, pois o volume de produção era muito baixo. Com a industrialização a produção passou a ser em grande escala e a inspeção de todos os itens já não é mais desejável pelo alto custo financeiro. (MARTINS, 2002)

Então, a qualidade dos produtos começou a ser avaliada pela aplicação de conceitos estatísticos utilizando apenas uma amostra retirada do lote recebido. Essa maneira de avaliar a qualidade de produtos começou a ter grande aceitação após a criação de normas específicas para a aplicação efetiva da inspeção por amostragem e sua adoção pelas forças armadas norte-americanas e outras grandes instituições. Essas normas contém tabelas e procedimentos para definição de planos de amostragem.

A aplicação de planos de amostragem envolve modelos com base estatística consistente. Esses planos organizam a inspeção por amostragem e determinam a segurança e confiabilidade da amostragem utilizada. A organização pode criar seus próprios planos amostrais, ou adotar um sistema de amostragem publicado. Existem vários sistemas de amostragem publicados como norma. As normas ANSI/AQC Z1.4 (inspeção para atributos) e ANSI/AQC Z1.9 (inspeção para variáveis) tornaram-se sistemas de amostragem consagradas e tem sido utilizadas mundialmente na inspeção de recebimento.

A efetiva aplicação dessas normas é de razoável complexidade e exige que decisões sejam tomadas rapidamente. Uma maneira de se chegar a um plano amostral desejado e conhecer suas características é levar os conceitos e procedimentos a uma ferramenta computacional de fácil e rápida utilização pela equipe de inspeção.

## 1.1 OBJETIVOS DO TRABALHO

### 1.1.1 Objetivo geral

Desenvolver um programa computacional para definição de planos de amostragem de aceitação em ambiente integrado Borland C++ Builder.

### 1.1.2 Objetivos específicos

- Definir planos amostrais de aceitação de lotes quando a característica de qualidade for um atributo ou uma variável;
- Buscar planos amostrais em sistemas de amostragem de aceitação publicados para níveis da qualidade e critérios da amostragem determinados;
- Desenhar o gráfico da curva característica de operação para o plano escolhido;
- Sentenciar o lote para planos de amostragem por variáveis;
- Apresentar valores e gráficos que possibilitem a avaliação do plano amostral obtido.

## 1.2 IMPORTÂNCIA DO TRABALHO

Na relação entre empresas fornecedoras e empresas consumidoras a inspeção por amostragem é aplicada em várias situações. O consumidor fazendo parte, ou não, do mesmo grupo empresarial que o produtor não está livre de problemas associados à qualidade do produto na entrada do processo produtivo. Para avaliar a qualidade do produto na ocasião do seu recebimento em lotes são necessários planos amostrais. Esses planos são desenvolvidos pela própria empresa ou adota-se um sistema de amostragem publicado como norma.

A produção em massa faz com que seja necessário agilidade nas ações e decisões quanto ao processo produtivo. Daí a importância de um programa computacional que una a rapidez na escolha de planos amostrais a um sistema de amostragem para aceitação de lotes.

## 1.3 LIMITAÇÕES DO TRABALHO

As limitações deste trabalho são as mesmas encontradas nas normas estudadas. Assim, se o consumidor e produtor desejarem níveis de qualidade aceitáveis diferentes dos contidos nas normas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9 ou

os itens produzidos não seguem a distribuição de probabilidade Gaussiana, no caso da norma ANSI/ASQ Z1.9, essas normas não serão aplicáveis.

#### 1.4 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

Esta dissertação está disposta em cinco capítulos. No primeiro capítulo apresenta-se esta introdução que contém: objetivos, importância do trabalho e suas limitações que justificam a escolha do tema. No segundo capítulo, é apresentada uma revisão de literatura que envolve o referencial teórico necessário para elaboração e análise dos diversos tipos de planos de amostragem, sendo a característica da qualidade avaliada um atributo ou uma variável.

Um estudo da origem das normas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9, suas características, importância, estrutura e como devem ser utilizadas é feito no capítulo três. No seguinte, capítulo quatro, é apresentada a implementação computacional para as duas normas citadas anteriormente juntamente com a exemplificação do funcionamento do software desenvolvido com dados reais e simulados.

Finalmente, no capítulo cinco, é feita a conclusão e são apresentadas sugestões para trabalhos futuros.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo deste capítulo é apresentar a importância da inspeção por amostragem como procedimento para avaliação da qualidade. Faz-se necessário conhecer os diversos tipos de planos amostrais, bem como os conceitos associados para criação de planos com valores especificados pelo consumidor e fornecedor que atendam aos interesses da produção.

### 2.1 O CONCEITO DE QUALIDADE

De acordo com Deming (1990), a qualidade apenas pode ser definida em termos de quem a avalia. Na opinião do operário, há qualidade no que ele produz se ele se orgulha do seu trabalho. Para ele, o operário, boa qualidade fará com que a empresa se mantenha no mercado e, má qualidade, significa enfraquecimento competitivo da empresa com consequências em perda de clientes e demissões de empregados. Para quem administra uma fábrica, qualidade significa produzir a quantidade planejada e atender às especificações do produto com a maior capacidade (expressada pelos índices de capacidade *Cp*, *Cpk* e *Cpkm* ou *Cpm*) possível. Para o cliente um produto de qualidade é aquele que satisfaz as suas expectativas.

Segundo Juran (2009), a satisfação do cliente é alcançada quando as características do produto suprem as necessidades do cliente. O seu contentamento mostra a satisfação com o produto, e essa satisfação faz com que produto tenha boa aceitação de mercado, resultando em receita pelas vendas.

É muito importante a avaliação da qualidade de um produto em várias dimensões da qualidade. Montgomery (2004) apud Garvin (1987), apresenta uma discussão de oito componentes ou dimensões da qualidade:

- **Desempenho.** O produto realizará a tarefa pretendida?  
Os consumidores avaliam o produto por quão bem ele desempenha funções específicas.
- **Confiabilidade.** Qual a frequência de falhas do produto?

Alguns produtos exigem reparo durante sua vida útil, mas se estes reparos se tornam freqüentes, diz-se que o produto não é confiável.

- **Durabilidade.** Quanto tempo o produto durará?  
Representa a vida útil do produto. Espera-se que o produto tenha longa vida desempenhando bem suas funções.
- **Assistência Técnica.** Qual a facilidade para o conserto do produto?  
A visão de qualidade do consumidor é diretamente influenciada pela agilidade e economia no momento de fazer reparos no produto adquirido.
- **Estética.** Qual a aparência do produto?  
É o apelo visual que o fabricante faz uso para destacar seu produto e chamar a atenção do consumidor.
- **Características.** O que o produto faz?  
Produtos que apresentam características a mais que os disponíveis no mercado são vistos como produtos de maior qualidade pelo consumidor.
- **Qualidade Percebida.** Qual a reputação da empresa fornecedora ou de seu produto?  
A reputação da companhia ou de seu produto sofre influência direta pelas falhas do produto e de como o cliente é tratado ao buscar a empresa quando houver algum problema relacionado à qualidade do produto.
- **Conformidade com Especificações.** O produto apresenta-se conforme foi projetado?  
Geralmente é considerado de alta qualidade um produto que atende as especificações de projeto. Se as especificações não forem cumpridas o produto pode ter baixo desempenho e até oferecer riscos ao consumidor.

É clara a importância de se manter e melhorar a qualidade dos produtos. Assim a inspeção da qualidade se mostra útil e eficaz como ferramenta de avaliação da qualidade.

## 2.2 INSPEÇÃO DA QUALIDADE

Segundo Martins (2002), a inspeção de um produto é algo geralmente corriqueiro. Por exemplo, uma pessoa ao pegar um produto na prateleira de um supermercado verifica se o produto apresenta algum defeito (embalagem amassada, prazo de validade ultrapassado, etc.) antes de colocá-lo no carrinho de compras. Isto mostra como a inspeção é feita até mesmo na operação simples de compra de algumas unidades do produto e demonstra a sua importância.

A inspeção é uma forma de avaliar a qualidade. A inspeção da qualidade é o processo que permite identificar se uma unidade de produto, uma amostra ou um lote atende determinados requisitos especificados de qualidade (PALADINI, 2008).

Para Lourenço (1964), a inspeção da qualidade não é realizada apenas no estágio inicial do processo produtivo, tal como a inspeção de recepção de matérias-primas, ou somente no final da linha de produção como inspeção de produtos acabados. Ela é procedida em todo o processo de fabricação. Normalmente a inspeção da qualidade é feita, principalmente, em pontos críticos do processo produtivo.

Conforme Paladini (2008), ao contrário do que se pensa a inspeção por amostragem não é uma atividade ultrapassada. O que ocorreu é que na tentativa de mostrar que as ações, conceitos e técnicas utilizadas na Inspeção da Qualidade e no Controle Estatístico de Qualidade são completamente diferentes (o que é verdadeiro), houve certo exagero e a falsa idéia de que a inspeção não tem utilidade se instalou.

Na verdade, a inspeção pode ser considerada como o procedimento mais importante da avaliação da qualidade – sobretudo em duas situações: (1) na análise do desempenho do processo produtivo (controle de causas de desvios na operação de um equipamento, por exemplo); e (2) na verificação de características de um produto (para checar se existe, ou não, por exemplo, ajuste a determinadas especificações de uso). Nesses dois e em muitos outros casos, a inspeção é um instrumento crítico de avaliação. (PALADINI, 2008, p. 116).



Quando é feita a inspeção de todos os produtos ou itens produzidos, tem-se a inspeção completa ou em massa, ou ainda, a inspeção 100%. Geralmente é utilizada quando a falha do produto ou item possa representar risco à segurança do usuário. Pode parecer, pela verificação de todos os itens, que a inspeção 100% assegure a conformidade do produto, mas isto não ocorre.

Segundo Martins (2002), a inspeção visual de um produto ou item pode falhar, e deixar passar um produto não-conforme. Então, a verificação de todos os itens de um produto que dependa do fator humano pode não garantir a qualidade. Isto ocorre com menor frequência quando se usam máquinas para executar essa tarefa.

Conforme Andrade (2002), a inspeção completa não garante a retirada de todos os itens defeituosos do lote, pois há o desgaste do operador e instrumentos de medição. Além disso, a inspeção 100% reduz em apenas 85 a 95% das unidades defeituosas presentes em um lote.

Ainda por Andrade (2002), dada a sua importância e eficiência, a inspeção é muitas vezes utilizada como único meio de controle de qualidade. Muitas empresas buscam atingir a qualidade com o uso generalizado de planos de inspeção.

Pode-se, também, não realizar inspeção alguma. Deixando para corrigir eventuais falhas no processo quando elas surgirem. Isto pode encarecer muito o processo, dependendo do custo ao se encontrar itens não-conformes no final da produção ou quando o produto já estiver sendo utilizado pelo consumidor.

Um meio termo entre inspeção 100% e nenhuma inspeção é a inspeção por amostragem para aceitação, ou simplesmente, amostragem de aceitação.

É comum no planejamento o erro de buscar todos os dados importantes, quando uma amostragem é suficiente para a tomada de decisões. A amostragem oferece uma forma prática e econômica para a obtenção de informações. (JURAN, 2009)

### 2.2.1 Formação de lotes

Segundo Juran e Gryna (1993), a formação do lote tem grande influência na qualidade resultante e na redução da inspeção. Com isso, algumas regras devem ser seguidas:

1. Produtos de diferentes fontes como processos, turnos de produção, matéria-prima, e outros, não devem ser misturados. Os lotes devem ser homogêneos.
2. Não acumular produto por longos períodos de tempo.
3. Fazer uso de informações secundárias como capacidade do processo e inspeções anteriores. Essas informações são úteis quando se trata da análise de lotes individuais ou lotes muito pequenos.
4. Lotes grandes são mais vantajosos economicamente. Os tamanhos de amostras não crescem muito para grandes aumentos nos tamanhos dos lotes.

Montgomery (2004) faz outra consideração importante acerca da formação de lotes: os lotes devem suportar manuseio nas instalações do vendedor e do consumidor. Também, os itens devem ser embalados nos lotes de forma a reduzir os riscos com manuseio e transporte e não dificultar a retirada de itens na seleção da amostra.

### 2.2.2 Amostragem

De acordo com Bolfarine e Bussab (2005), a amostragem aleatória constitui o procedimento mais simples e mais importante para a seleção de uma amostra. Este procedimento pode ser definido operacionalmente como: de uma lista com  $N$  unidades elementares, sorteiam-se  $n$  unidades com a mesma probabilidade de ocorrência.

A amostra não é apenas uma parte do lote. A amostra significa uma parte do lote obtida com base na aplicação de determinados critérios. Dessa forma, as amostras obtidas são chamadas aleatórias e servem de base para a avaliação da qualidade em processos de inspeção (PALADINI, 2008).

Segundo Montgomery (2004), os itens que vão compor a amostra devem ser selecionados de forma aleatória do lote. É de extrema importância para a

amostragem de aceitação que as amostras sejam aleatórias e representativas de todos os itens que compõem o lote para que não seja introduzido viés algum. Para a retirada de uma amostra aleatória pode-se atribuir um número a cada item do lote, variando de 1 até o número total de itens no lote, então extraem-se  $n$  números aleatórios determinando quais itens a amostra será composta. Também, podem ser utilizados números de série ou de código para o sorteio aleatório. Uma terceira possibilidade é utilizar um número aleatório de três dígitos para dar a localização espacial (comprimento, largura e profundidade) do item em um contêiner.

Se as técnicas descritas anteriormente não puderem ser utilizadas o inspetor pode fazer uso da amostragem estratificada.

A amostragem estratificada é aplicada quando o universo ou a população amostrada apresenta-se em grupos ou extratos bem definidos e baseados em algumas características conhecidas. Assim, de cada extrato selecionam-se amostras em proporções apropriadas. A amostragem por extratos é usada principalmente quando se busca uma melhor precisão das estimativas, quando é preciso obter estimativas de toda a população e subpopulações e por questões administrativas. (BOLFARINE e BUSSAB, 2005)

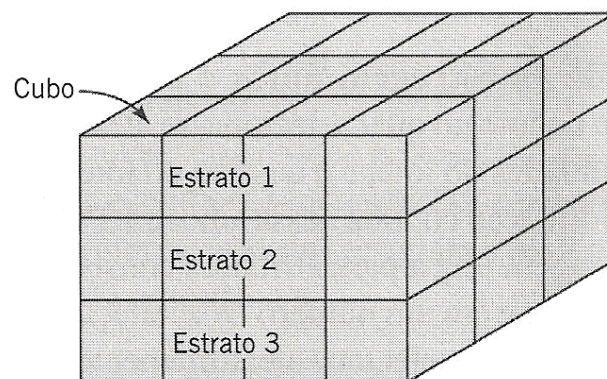


FIGURA 2.1 – LOTE PARA AMOSTRAGEM ESTRATIFICADA

FONTE: MONTGOMERY (2004)

No caso do uso da amostragem estratificada o lote é dividido em estratos ou camadas e cada estrato é subdividido em cubos, como ilustra a FIGURA 2.1. As linhas que transformam o lote na junção de vários cubos são imaginárias e servem para que sejam retiradas amostras em todas as partes do lote.

## 2.3 INSPEÇÃO POR AMOSTRAGEM DE ACEITAÇÃO

Ao receber um carregamento de um determinado produto em lotes, o consumidor precisa conhecer a qualidade do produto. A verificação de todas as unidades (inspeção 100%) além de ser tediosa tem custo elevado. Em vez de inspecionar cada item do lote de produção, retira-se aleatoriamente uma amostra ou parte do lote. Retirada a amostra, faz-se a inspeção de alguma característica de qualidade nos itens que compõem a amostra. Conforme informações obtidas dessa amostra, toma-se a decisão de aceitar ou rejeitar o lote. Essa decisão é conhecida no meio empresarial como sentenciamento do lote. Os lotes aceitos são colocados na produção normalmente e os lotes rejeitados devem passar por alguma ação previamente planejada, ou seja, são reparados ou devem ser devolvidos ao vendedor.

A economia de custos é a principal vantagem da amostragem de aceitação comparada com a inspeção completa.

Para Juran e Gryna (1993), a amostragem de aceitação tem vantagens adicionais além da econômica:

- A inspeção é feita em apenas parte do lote.
- É necessária menor manipulação durante a inspeção, oferecendo menos riscos a danos nos produtos.
- Há necessidade de uma quantidade menor de inspetores, reduzindo o problema de recrutamento e treinamento.
- Ocorre um aprimoramento da função de inspeção, passando das monótonas decisões item por item para as decisões lote por lote.
- Ocorre a rejeição de lotes inteiros ao invés da simples devolução de unidades defeituosas, pressionando o vendedor para o aperfeiçoamento do produto.

Montgomery (2004), descreve algumas desvantagens do uso da amostragem de aceitação:

- Podem ser aceitos lotes considerados de má qualidade e rejeitados lotes considerados de boa qualidade.

- Geralmente, as informações obtidas sobre o produto ou seu processo de manufatura são menores.
- Ao contrário da inspeção 100%, a amostragem de aceitação exige que o procedimento de amostragem seja planejado e documentado.

A inspeção de uma amostra gera informações imediatas sobre a qualidade dos itens do lote. Estudando a amostra é possível chegar a conclusões a respeito do processo que a produziu.

O conhecimento do processo, Juran e Gryna (1993), através da evidência de variáveis contidas na amostra, traz informações sobre os itens não inspecionados. A amostragem de aceitação é também válida porque os itens não inspecionados podem ser fabricados pelo mesmo processo que produziu itens classificados de boa qualidade.

### 2.3.1 Tipos de planos de amostragem

A execução da inspeção por amostragem é feita a partir de um plano de amostragem pré-estabelecido segundo alguns critérios da atividade da inspeção por amostragem.

Montgomery (2004) afirma que há diferentes modos de se classificar os planos de amostragem de aceitação. Uma importante classificação é por atributos e variáveis. Nos planos para atributos, as características da qualidade, segundo um critério, são classificadas como conformes ou não-conformes. Em planos para variáveis as características da qualidade podem ser medidas numericamente, por serem medidas físicas.

## 2.4 PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA ATRIBUTOS

Os planos de amostragem para atributos podem ser realizados com base na informação contida em uma ou mais de uma amostra.

De acordo com Juran e Gryna (1993), nesses planos, uma amostra é coletada do lote e suas unidades são classificadas como conforme ou não-conforme.

O número de não-conformidades é comparado com um número de aceitação  $Ac$  e um número de rejeição  $Re$  estipulados pelo plano amostral definido na empresa para a amostragem de aceitação.

#### 2.4.1 Planos de amostragem simples para atributos

Um plano de amostragem simples é caracterizado por um procedimento onde uma amostra aleatória de tamanho  $n$  é retirada de um lote com  $N$  unidades, e inspecionada. O número de itens não-conformes ou defeituosos  $d$  é contado, se este número não exceder o número de aceitação  $Ac$  o lote é aceito, se  $d$  for maior ou igual ao número de rejeição  $Re$ , geralmente  $Re = Ac + 1$ , o lote é rejeitado. Na figura seguinte tem-se um fluxograma que ilustra este procedimento.

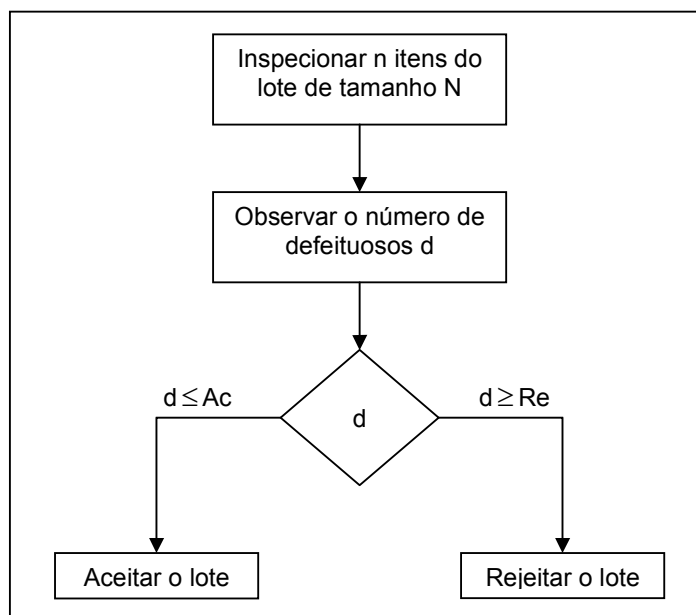


FIGURA 2.2 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM SIMPLES

FONTE: Adaptado de SIQUEIRA(1997)

Este procedimento é chamado de Plano de Amostragem Simples pelo fato da tomada de decisão de aceitar ou rejeitar o lote ser feita com base na informação de apenas uma amostra de  $n$  unidades.

### 2.4.2 Curva característica de operação

A avaliação do desempenho de um plano de amostragem de aceitação é feito com base em um gráfico que mostra a probabilidade de aceitação do lote versus a fração de defeituosos presente no lote. Este gráfico é chamado de Curva Característica de Operação (CCO) ou curva CO. Com a curva CO é possível avaliar a probabilidade que um determinado lote tem de ser aceito ou rejeitado, sabendo o percentual de defeituosos ou nível de qualidade do processo que o produziu,  $p$ .

No plano de amostragem simples dois parâmetros devem ser definidos: o tamanho da amostra  $n$  e o número de aceitação  $Ac$ . E na construção da curva CO desse plano, são mantidos os valores de  $n$  e  $Ac$  e, então, consideram-se vários valores para a fração de defeituosos do lote,  $p$ . A relação utilizada para plotar os pontos do gráfico para lotes de um processo contínuo é a função de probabilidade binomial.

Montgomery (2004) afirma que para um lote de tamanho  $N$  grande (teoricamente, infinito) onde existe uma fração de defeituosos  $p$ , a distribuição do número de defeituosos  $d$  em uma amostra aleatória de  $n$  itens tem função de probabilidade binomial com parâmetros  $n$  e  $p$ , ver (2.1).

A probabilidade de se encontrar exatamente  $d$  defeituosos na amostra de tamanho  $n$  é dada pela função:

$$P[\text{observar } d \text{ defeituosos}] = P(d) = \frac{n!}{d!(n-d)!} p^d (1-p)^{n-d} \quad (2.1)$$

$$d = 0, 1, \dots, n \text{ e } 0 < p < 1$$

Já a probabilidade de aceitação  $P_a$  que corresponde à probabilidade de que o número de defeituosos observados seja menor ou igual ao número crítico  $Ac$  é dada por:

$$P_a = P[d \leq Ac] = \sum_{d=0}^{Ac} \frac{n!}{d!(n-d)!} p^d (1-p)^{n-d} \quad (2.2)$$

$$d \leq Ac$$

A TABELA 1 mostra os valores da probabilidade de aceitação quando a amostra tem tamanho  $n = 140$  e o valor crítico  $Ac = 3$ .

TABELA 2.1 – PROBABILIDADES DE ACEITAÇÃO PARA O PLANO DE AMOSTRAGEM SIMPLES COM  $n = 140$  e  $Ac = 3$

Fração de defeituosos ( $p$ )	Probabilidade de aceitação ( $P_a$ )
0,01	0,94718
0,02	0,69240
0,03	0,39202
0,04	0,18491
0,05	0,07652
0,06	0,02870
0,07	0,00996
0,08	0,00325

FONTE: O autor (2009)

A curva característica de operação para este plano é mostrada na FIGURA 2.3 adiante.

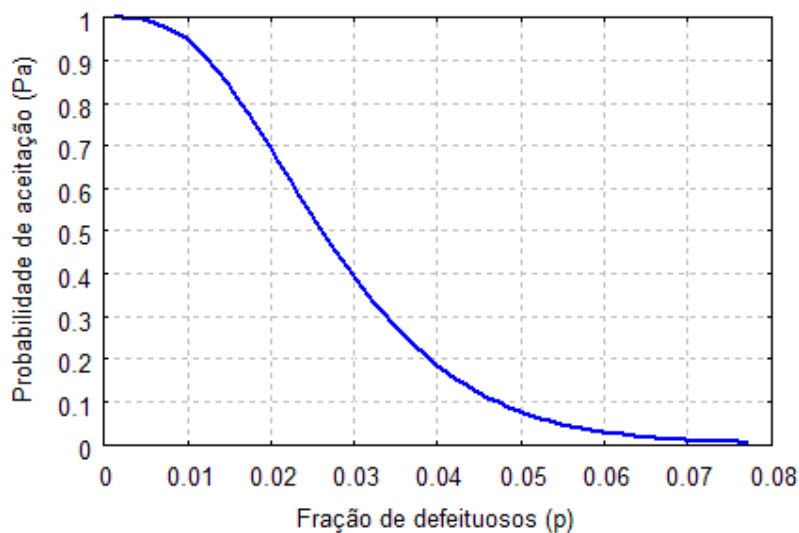


FIGURA 2.3 – CURVA CARACTERÍSTICA DE OPERAÇÃO ( $n = 140$ ,  $Ac = 3$ )

FONTE: O autor (2009)

Observa-se na FIGURA 2.3 que se a qualidade do lote é 1% ( $p = 0,01$ ), a probabilidade de aceitação é aproximadamente 95%. Se os lotes vem de um processo que produz com fração de defeituosos de 5%, então a probabilidade de aceitação será em torno de 8%. Nota-se que se a fração de defeituosos do lote



aumenta, ou equivalentemente, a qualidade do lote diminui, a probabilidade de aceitação também diminui.

### 2.4.3 Curva CO tipo A e tipo B

Quando é assumido que os lotes vêm de uma produção contínua, os cálculos são baseados num lote de tamanho infinito. Neste caso, a distribuição binomial é a distribuição de probabilidade correta para encontrar a probabilidade de aceitação do lote. As curvas CO para planos amostrais nesta situação são chamadas curvas CO tipo B. É o caso da curva CO construída anteriormente.

Já no caso de um lote isolado de tamanho finito a curva que fornece a probabilidade de aceitação do lote é a curva CO tipo A. Nesta situação, é usada a distribuição hipergeométrica para o cálculo de itens defeituosos da amostra.

Com o aumento do tamanho do lote, a curva CO tipo A se aproxima da curva CO tipo B, tornando-se praticamente idênticas quando  $n/N \leq 0,10$ , ou seja, quando o tamanho do lote é pelo menos 10 vezes o tamanho da amostra. (SIQUEIRA, 1997). A FIGURA 2.4 ilustra essa situação.

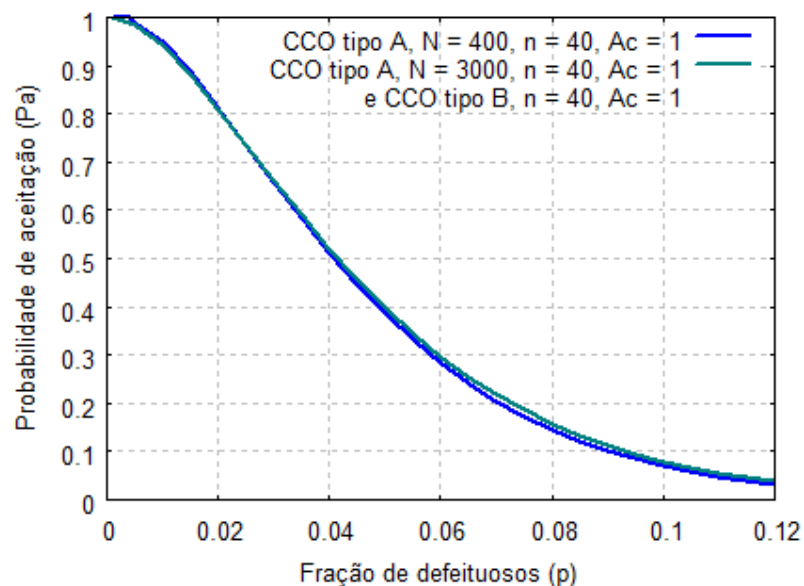


FIGURA 2.4 – CURVA CO TIPO A E TIPO B

FONTE: O autor (2009)

As duas curvas CO construídas na FIGURA 2.4 mostram a pequena diferença que há em uma curva CO tipo A para um lote que é 10 vezes o tamanho

da amostra, e outra em que o tamanho do lote é 75 vezes o tamanho da amostra. Já a curva CO tipo B, com parâmetros  $n = 40$  e  $Ac = 1$ , é idêntica a curva CO tipo A para o mesmo plano amostral e  $N = 3000$ . Portanto, pode-se utilizar a curva CO tipo B sem diferença significativa quando a relação  $n/N \leq 0,10$  existir.

#### 2.4.4 Efeito dos parâmetros $n$ e $Ac$ nas curvas CO

Teoricamente, pela inspeção completa, pode-se construir uma CCO ideal que discrimina perfeitamente entre lotes bons e ruins. Na prática, como a inspeção está sujeita a erros, dificilmente a CCO ideal será obtida. A FIGURA 2.5 mostra uma curva CO ideal para lotes com nível de qualidade de 2%.

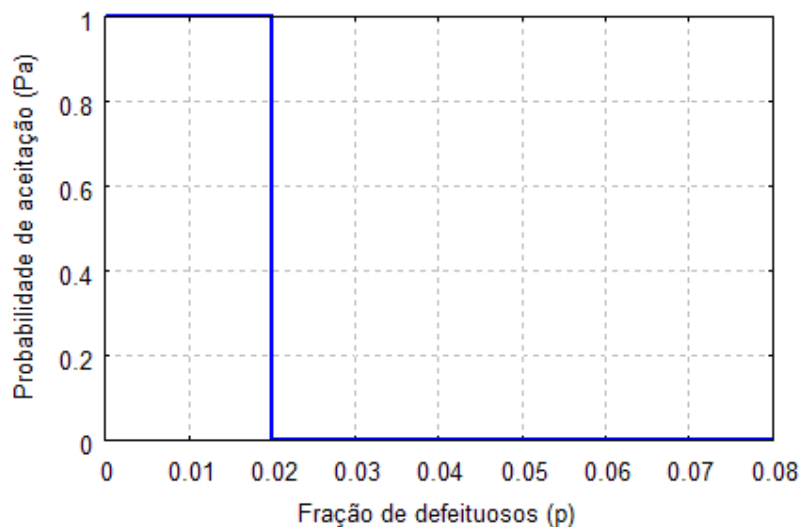


FIGURA 2.5 – CURVA CARACTERÍSTICA DE OPERAÇÃO IDEAL

FONTE: O autor (2009)

Nessa situação, os lotes com fração de defeituosos menor ou igual a 2% são todos aceitos, a probabilidade de aceitação é 100%. Já os lotes com fração de defeituosos maior que 2% são todos rejeitados com probabilidade de aceitação igual a zero.

Segundo Montgomery (2004), a curva CO ideal pode ser aproximada com o aumento do tamanho da amostra. Dessa forma, aumenta-se também a precisão do plano amostral para diferenciar lotes bons e ruins. Para maiores valores do número

de aceitação, e mantendo  $n$  proporcional a  $Ac$ , há maior inclinação da curva CO aproximando-a da curva CO ideal.

A FIGURA 2.6, abaixo, mostra as curvas de três planos de amostragem juntamente com a curva CO ideal da FIGURA 2.5.

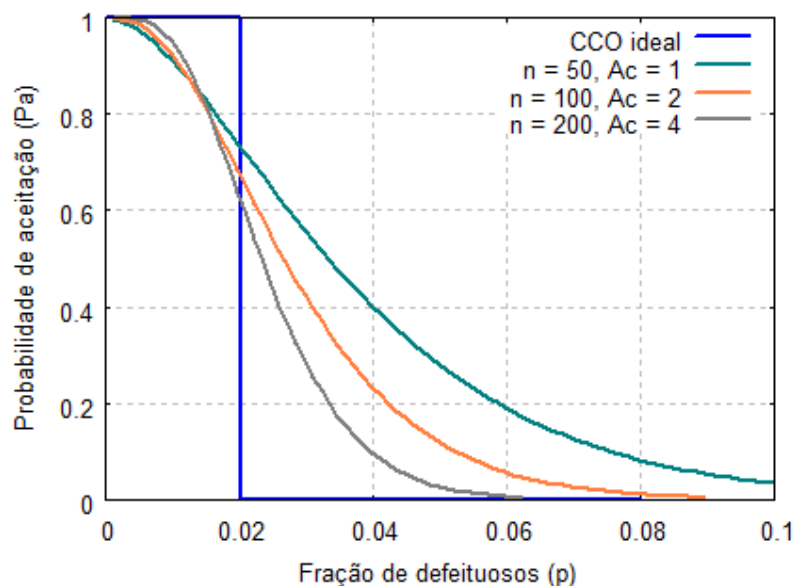


FIGURA 2.6 – EFEITO DA MUDAÇA DOS PARÂMETROS  $n$  E  $Ac$  NAS CURVAS CO COM  $n$  PROPORCIONAL A  $Ac$   
 FONTE: O autor (2009)

Este mesmo efeito é conseguido ao manter-se  $n$  constante e diminuindo  $Ac$ , como ilustrado na FIGURA 2.7.

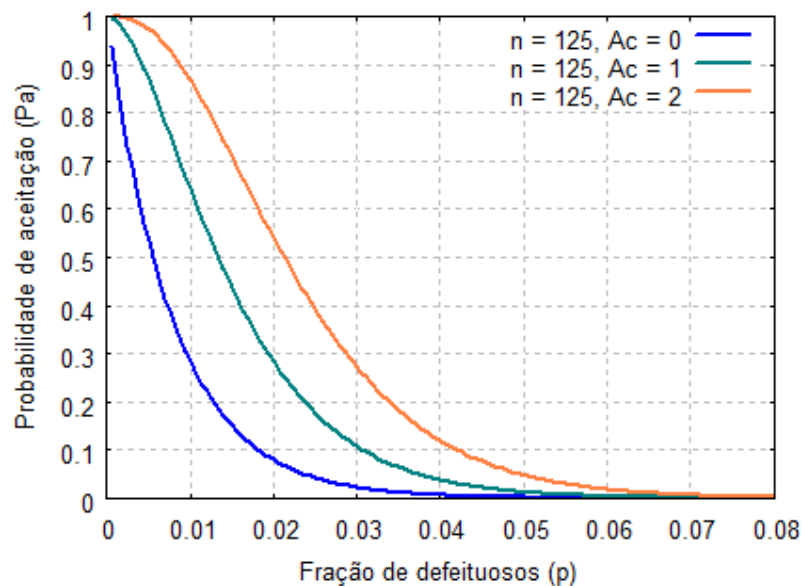


FIGURA 2.7 – EFEITO DA MUDAÇA DOS PARÂMETROS  $n$  E  $Ac$  NAS CURVAS CO COM  $n$  CONSTANTE  
 FONTE: O autor (2009)

Na prática, planos amostrais com  $Ac = 0$  não são desejáveis pelo produtor, pois a probabilidade de aceitação é reduzida muito rapidamente com o aumento da fração de defeituosos.

#### 2.4.5 Riscos da amostragem de aceitação e pontos específicos da curva CO

Quando um cliente (consumidor) recebe um carregamento, geralmente deseja que todos os lotes considerados de má qualidade sejam rejeitados. Por sua vez, o fornecedor deseja que todos os lotes considerados de boa qualidade sejam aceitos. Somente um plano ideal seria capaz de fazer esta discriminação. Como um plano ideal é muito difícil de ser obtido, a inspeção por amostragem oferece riscos de que lotes bons sejam rejeitados e lotes ruins sejam aceitos. Assim, como em todos os fenômenos da natureza o perfeito ou ideal é muito difícil de ser alcançado e na maioria das vezes é impossível.

##### 2.4.5.1 Risco do produtor

Conforme Siqueira (1997), o risco do produtor ou fornecedor, representado pela letra grega  $\alpha$ , é a probabilidade de se rejeitar um lote de qualidade aceitável. Associado ao risco do produtor está o NQA (Nível de Qualidade Aceitável). O NQA é a máxima porcentagem de defeituosos que o consumidor considera aceitável como média do processo do produtor.

O Nível de Qualidade Aceitável não é um parâmetro do plano amostral. Esse número está relacionado ao processo do fornecedor, mas é comum tomá-lo como um padrão para o julgamento dos lotes. O consumidor espera que o processo do fornecedor produza lotes com qualidade igual ou superior ao NQA especificado, e deseja que a probabilidade de aceitação neste ponto seja alta. Assim, grande parte dos lotes aceitos será de boa qualidade.

#### 2.4.5.2 Risco do consumidor

Para Juran e Gryna (1993), o risco do consumidor representado pela letra grega  $\beta$ , é a probabilidade de que um lote considerado ruim seja aceito pelo plano de amostragem. O risco do consumidor é estabelecido em conjunto com a porcentagem aceitável de unidades defeituosas por lote (PADL) ou também chamada de qualidade limite (QL).

A QL representa o nível de qualidade mais baixo que o consumidor deseja para a aceitação de lotes isolados. Assim como o NQA, a QL não é uma característica do plano amostral, mas representa o nível de qualidade insatisfatória de um lote individual, para o qual o consumidor deseja ter baixa probabilidade de aceitação (SIQUEIRA, 1997).

Conforme Paladini (2008), na prática o intervalo mais aceito para o risco do produtor é  $0,03 < \alpha \leq 0,05$  com  $\alpha$  mais próximo de 0,05, isto é, a probabilidade de aceitação fica no intervalo  $0,95 \leq 1 - \alpha < 0,97$ . O risco do consumidor fica em  $0,06 < \beta \leq 0,10$  com  $\beta$  tendendo para 0,10. Estes valores podem ser observados na curva CO do plano amostral.

#### 2.4.6 Elaboração de planos de amostragem simples para pontos específicos da curva CO

Na elaboração de um plano amostral é importante construir um plano que atenda a proteção que o produtor e o consumidor esperam, risco  $\alpha$  e risco  $\beta$ , respectivamente.

Duncan (1986) argumenta que, por ocasião da inspeção, deseja-se criar um procedimento de amostragem para uma curva CO que passe por dois pontos determinados. Assim, o consumidor pode desejar um plano no qual a probabilidade de aceitação seja  $1 - \alpha$  para lotes com qualidade  $p_1$ , e probabilidade de aceitação  $\beta$  para lotes com qualidade  $p_2$ .

Ainda Duncan (1986) exemplifica, suponha-se que um consumidor deseja um plano amostral que aceite não mais de 10% das vezes lotes com fração de defeituosos de 6% ou mais. Também é desejável pelo produtor, com produção de

1% de defeituosos em seu processo de produção, que os lotes com esta qualidade sejam aceitos 95% do tempo.

A curva CO que atende aos critérios descritos anteriormente passa por dois pontos determinados:  $(p_1 = 0,01; 1 - \alpha = 0,95)$  e  $(p_2 = 0,06; \beta = 0,10)$ . Assim, o produtor assume um risco de que lotes bons sejam rejeitados em 5% das vezes que forem submetidos ao procedimento de inspeção. Da mesma forma, o consumidor assume um risco de aceitar lotes ruins de 10%. Na elaboração de planos amostrais toma-se  $NQA = p_1$  e  $QL = p_2$ . A FIGURA 2.8 ilustra essas relações.

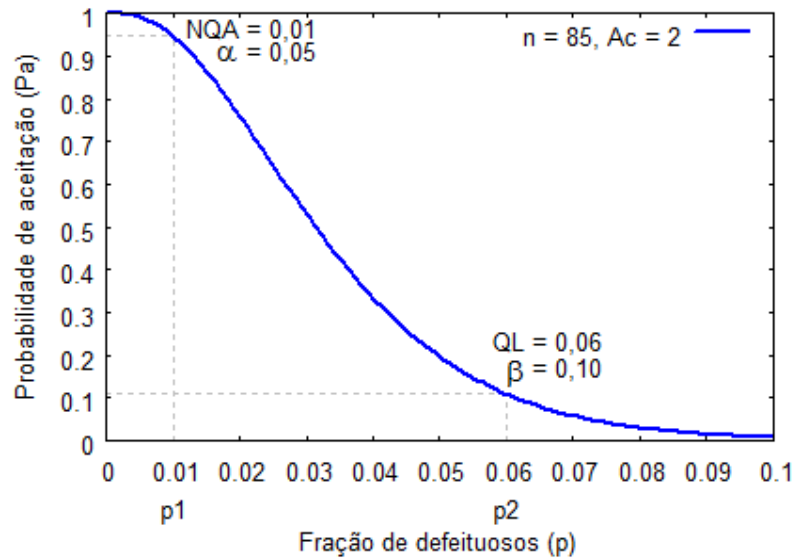


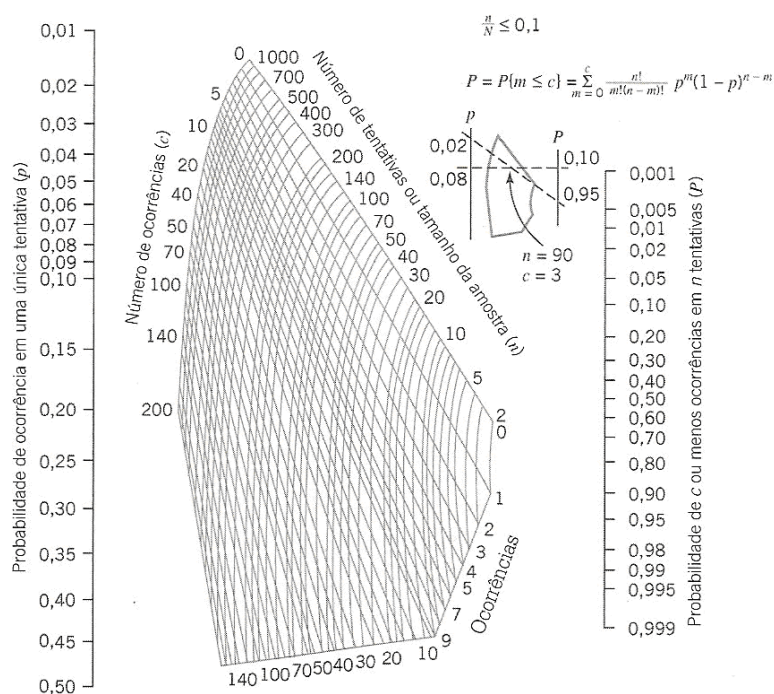
FIGURA 2.8 – CURVA CO COM DOIS PONTOS ESPECÍFICOS

FONTE: O autor (2009)

Conforme Montgomery (2004), na construção de um plano amostral onde  $1 - \alpha$  seja a probabilidade de aceitar lotes de qualidade  $p_1$ ,  $\beta$  seja a probabilidade de aceitar lotes de qualidade  $p_2$  e que a binomial seja a distribuição adequada (curvas CO tipo B), o tamanho da amostra e o número de aceitação são encontrados na solução do seguinte sistema:

$$\begin{cases} 1 - \alpha = \sum_{d=0}^{Ac} \frac{n!}{d!(n-d)!} p_1^d (1-p_1)^{n-d} \\ \beta = \sum_{d=0}^{Ac} \frac{n!}{d!(n-d)!} p_2^d (1-p_2)^{n-d} \end{cases} \quad (2.3)$$

Montgomery (2004) também argumenta que este sistema de equações é não-linear e não tem solução direta, então descreve um procedimento para encontrar a solução destas equações utilizando o nomograma da FIGURA 2.9. Nesse procedimento, duas retas são traçadas, uma une  $p_1$  a  $1-\alpha$ , a outra une  $p_2$  a



$\beta$ , o plano amostral é determinado pelo ponto de intersecção das duas retas.

FIGURA 2.9 – NOMOGRAMA DA DISTRIBUIÇÃO BINOMIAL ACUMULADA

FONTE: Adaptado de MONTGOMERY (2004)

Esse procedimento gera alguma incerteza na escolha do plano amostral por serem encontrados mais de um valor para  $n$  e  $Ac$ . Tabelas também podem ser utilizadas para a obtenção de planos amostrais.

#### 2.4.7 Inspeção de retificação

Na atividade de inspeção por amostragem alguma ação deve ser tomada quanto à disposição de lotes rejeitados.

Para Costa, Epprecht e Carpinetti (2004), os lotes rejeitados passam por inspeção 100% e todas as unidades defeituosas encontradas são substituídas por unidades de boa qualidade. Como todos os itens de lotes rejeitados são

substituídos, o consumidor terá um percentual menor de defeituosos. Consequentemente, a proporção média de defeituosos, após a inspeção de retificação, é menor que a proporção média de defeituosos dos lotes recebidos.

A substituição de itens não-conformes por itens conformes, na varredura de lotes rejeitados, faz com que esses lotes tenham fração de defeituosos zero (ou próximo de zero). Estes lotes entram no processo de produção e se misturam aos outros, melhorando a qualidade final do produto acabado. Este ganho na qualidade obtido pela inspeção de retificação é ilustrado na FIGURA 2.10.

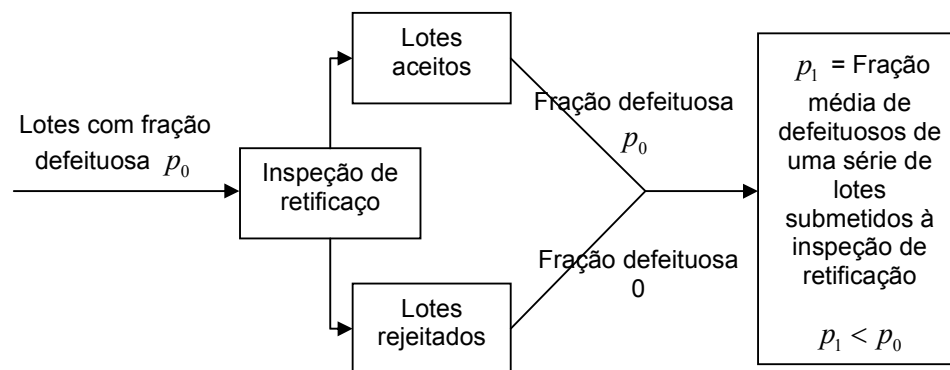


FIGURA 2.10 – INSPEÇÃO RETIFICADORA

FONTE: COSTA, EPPRECHT e CARPINETTI (2004)

Lotes rejeitados também podem ser devolvidos ao produtor para que ele faça a inspeção e substitua os itens defeituosos. A prática de retorno de lotes rejeitados pressiona o produtor a melhorar e manter a qualidade de seu processo produtivo. Na fábrica a inspeção de retificação é utilizada para encontrar a qualidade média dos produtos em determinados pontos da produção. Pode ser aplicada na inspeção de recebimento, durante o processo de produção e, também, na inspeção final, quando se tem o produto já acabado.

#### 2.4.7.1 Qualidade de saída média

A qualidade de saída média ( $QSM$ ) é o resultado da aplicação da inspeção de retificação. Este índice mostra a qualidade média de lotes vindos de uma grande sequência de lotes produzidos por um processo com certa fração de defeituosos.

Conforme Juran e Gryna (1993), a qualidade de saída média deriva da relação entre a qualidade de entrada (antes da inspeção) e da qualidade de saída



(depois da inspeção). Quando a qualidade de entrada é muito boa, a qualidade de saída deve ser também muito boa. Contudo, quando a qualidade dos lotes que entram é muito ruim, a maioria dos lotes será rejeitada e 100% inspecionada. Tornando a qualidade de saída muito boa.

A qualidade de saída média para lotes de tamanho  $N$  com a retirada de apenas uma amostra por lote pode ser calculada pela equação:

$$QSM = \frac{P_a p(N-n)}{N} \quad (2.4)$$

A FIGURA 2.11 ilustra a curva  $QSM$  em função da fração de defeituosos do lote, para o plano de amostral  $n = 85$  e  $Ac = 2$ .

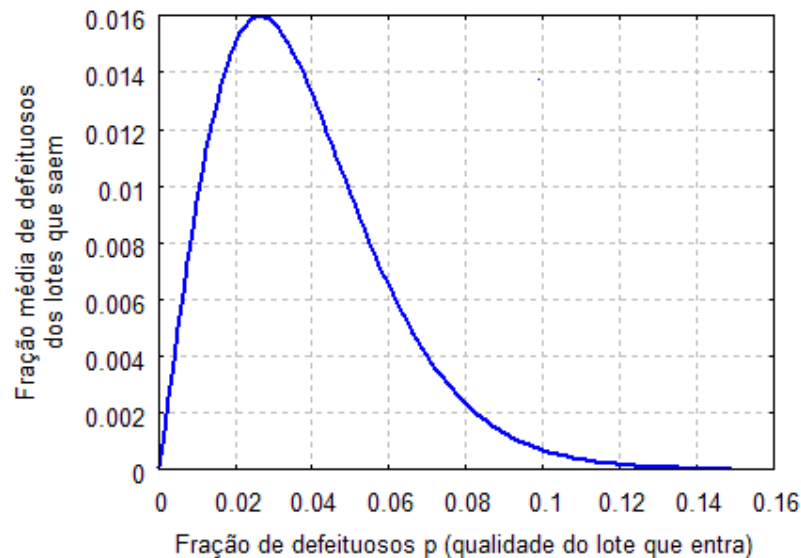


FIGURA 2.11 – CURVA QSM

FONTE: O autor (2009)

A curva  $QSM$  atinge um valor máximo para a fração média de defeituosos dos lotes na saída do processo denominado LQSM (Limite de Qualidade de Saída Média). O LQSM representa a pior qualidade média na saída de um processo contínuo como resultado de um programa de inspeção de retificação, mesmo que a fração de defeituosos dos lotes que chegam à inspeção tenham alto percentual de defeituosos, a qualidade de saída não será inferior a este limite. Porém, o LQSM não oferece proteção a lotes isolados. Usualmente é atribuído para o nível de qualidade do lote a média do processo do produtor, que é o nível da qualidade esperado para os lotes que entram no processo produtivo. Além da  $QSM$ , a  $ITM$  (Inspeção Total

Média) é outra importante medida utilizada na inspeção de retificação e é encontrada a partir da fórmula:

$$ITM = n + (1 - P_a)(N - n) \quad (2.5)$$

Se os lotes estão isentos de itens defeituosos, todos os lotes serão aceitos, sendo necessário somente a inspeção da amostra de tamanho  $n$ . Se em todos os itens forem encontradas características não-conformes deverá ser realizada inspeção completa, e o próprio tamanho  $N$  do lote será a quantidade de inspeção do lote. Se a fração de defeituosos do lote está entre 0 e 1 ( $0 < p < 1$ ), a quantidade média de inspeção por lote ou  $ITM$  terá seu valor entre o tamanho da amostra  $n$  e o tamanho do lote  $N$ . (MONTGOMERY, 2004)

#### 2.4.8 Planos de amostragem dupla para atributos

Os planos de amostragem dupla fazem o julgamento sobre o lote com base em duas amostras.

Siqueira (1997) afirma que se deve retirar uma primeira amostra do lote e inspecioná-la. Então, uma de três decisões pode ser tomada com base nessa inspeção:

- 1) Aceitar o lote se o número  $d_1$  de defeituosos for menor ou igual ao número de aceitação  $Ac_1$ ;
- 2) Rejeitar o lote se  $d_1$  for maior ou igual ao número de rejeição  $Re_1$ ;
- 3) Se o número de defeituosos  $d_1$  da primeira amostra estiver entre  $Ac_1$  e  $Re_1$ , retirar uma segunda amostra e inspecioná-la. A decisão de aceitar ou rejeitar o lote será tomada conforme informações da primeira e da segunda amostra.

Os parâmetros de um plano de amostragem duplo são:

- o tamanho do lote  $N$ ;
- os tamanhos da primeira e segunda amostra, respectivamente  $n_1$  e  $n_2$ ;

- os números de aceitação para a primeira amostra e para a segunda amostra  $Ac_1$  e  $Ac_2$ , nesta ordem;
- os números de rejeição para a primeira amostra e para a segunda amostra  $Re_1$  e  $Re_2$ ;

Geralmente assume-se que  $Re_2 = Ac_2 + 1$ . A seguir a FIGURA 2.12 ilustra o procedimento para um plano de amostragem duplo.

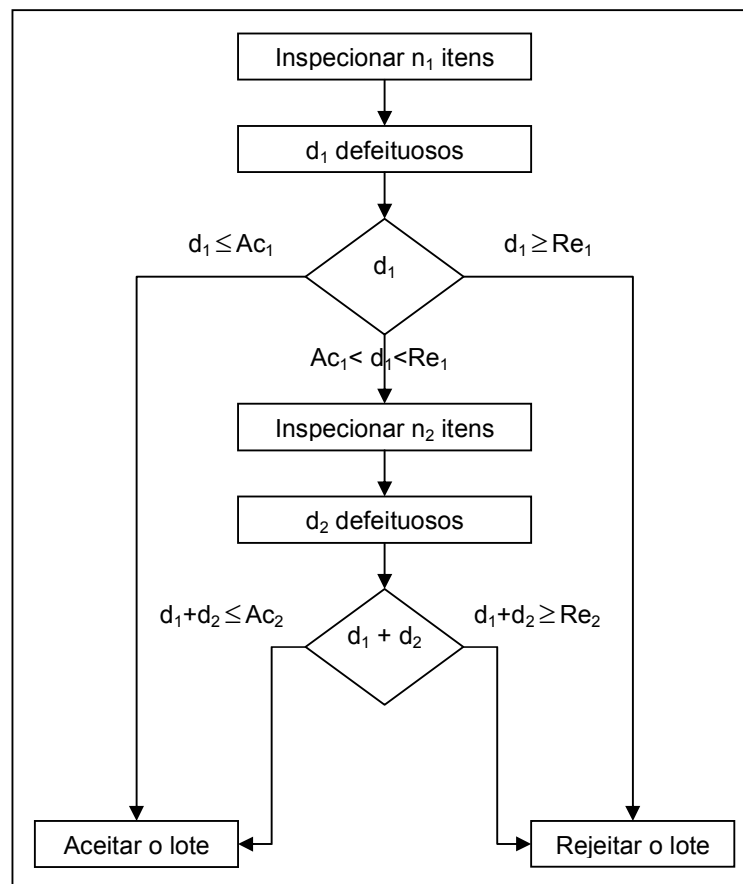


FIGURA 2.12 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM DUPLO

FONTE: Adaptado de SIQUEIRA(1997)

Conforme Costa (1977), considerando  $P_a^1$  como sendo a probabilidade de aceitação de um lote ao examinar a primeira amostra e  $P_a^2$  como sendo a probabilidade de aceitação ao examinar a segunda amostra, são dadas as seguintes expressões analíticas:

$$P_a^1 = P\{d_1 \leq Ac_1 \mid n_1, p\} = \sum_{d_1=0}^{Ac_1} P\{d_1, n_1, p\} = \sum_{d_1=0}^{Ac_1} \binom{n_1}{d_1} p^{d_1} (1-p)^{n_1-d_1} \quad (2.6)$$

e

$$P_a^2 = \sum_{d_1=Ac_1+1}^{Ac_2} \left[ P\{d_1, n_1, p\} \sum_{d_2=0}^{Ac_2-d_1} P\{d_2, n_2, p\} \right] \quad (2.7)$$

Portanto a probabilidade de aceitação para um plano de amostragem dupla pode ser escrito como

$$P_a = P_a^1 + P_a^2 = \sum_{d_1=0}^{Ac_1} P\{d_1, n_1, p\} + \sum_{d_1=Ac_1+1}^{Ac_2} \left[ P\{d_1, n_1, p\} \sum_{d_2=0}^{Ac_2-d_1} P\{d_2, n_2, p\} \right] \quad (2.8)$$

Em consequência um processo de amostragem duplo tem a seguinte expressão para o cálculo da probabilidade de rejeição:

$$P_r = P_r^1 + P_r^2 = \sum_{d_1=Ac_2+1}^{n_1} P\{d_1, n_1, p\} + \sum_{d_1=Ac_1+1}^{Ac_2} \left[ P\{d_1, n_1, p\} \sum_{d_2=Ac_2+1-d_1}^{n_2} P\{d_2, n_2, p\} \right] \quad (2.9)$$

Nas fórmulas acima,  $P\{d_i, n_i, p\}$  representa a probabilidade acumulada da distribuição binomial com parâmetros  $d$ ,  $n$  e  $p$ , onde é válida a relação  $n/N \leq 0,1$ . Se esta relação não for verificada deve-se utilizar a distribuição hipergeométrica e substituir  $P\{d_i, n_i, p\}$  por  $P\{d_i, n_i, N, D\}$ , onde  $D$  é o número de unidades não-conformes do lote.

O tamanho amostral médio ( $TAM$ ) na amostragem dupla depende se for necessário retirar uma segunda amostra. Com inspeção completa da segunda amostra o tamanho amostral médio é dado por:

$$TAM = n_1 + (1 - P_r)n_2 \quad (2.10)$$

onde  $P_r$  representa a probabilidade do lote ser aceito na primeira amostra somada com a probabilidade de o lote ser rejeitado na primeira amostra,  $P_r = P_a^1 + P_r^1$ . Na amostragem simples o  $TAM$  é sempre constante, pois somente é selecionada uma amostra do lote.

Na inspeção de retificação a inspeção total média e a qualidade de saída média são definidas pelas expressões:

$$ITM = n_1 P_a^1 + (n_1 + n_2) P_a^2 + N(1 - P_a) \quad (2.11)$$

e

$$QSM = \frac{[P_a^1(N - n_1) + P_a^2(N - n_1 - n_2)]p}{N} \quad (2.12)$$

#### 2.4.9 Planos de amostragem sequencial para atributos

Neste tipo de amostragem, é retirada uma sequência de amostras do lote. Essas amostras podem ser de tamanho unitário (amostragem sequencial item a item) ou com tamanhos maiores que uma unidade amostral (amostragem sequencial em grupos). As amostras vão sendo retiradas até que uma decisão acerca do lote possa ser feita, assim a amostragem pode continuar até que sejam inspecionadas todas as unidades do lote. Na prática, geralmente, esses planos são truncados quando a quantidade de itens inspecionados excede três vezes a quantidade de itens que seriam inspecionados em um plano de amostragem simples que oferece a mesma proteção. (Montgomery, 2004)

Na amostragem sequencial, geralmente, retiram-se amostras de tamanho  $n = 1$ , ou seja, toma-se apenas um item. Quando as amostras forem de tamanhos maiores que um, tem-se a amostragem múltipla. Por sua vez, a amostragem dupla é um caso particular da amostragem múltipla. O objetivo da amostragem múltipla é reduzir ao mínimo a quantidade de inspeção e a amostragem é truncada tão logo se possa fazer a decisão sobre o lote. O sentenciamento do lote é feito com resultados acumulados obtidos na inspeção de cada item. Se a amostra obtida não for suficiente para a decisão de aceitar ou rejeitar o lote, outra amostra é inspecionada até que o sentenciamento possa ser feito.

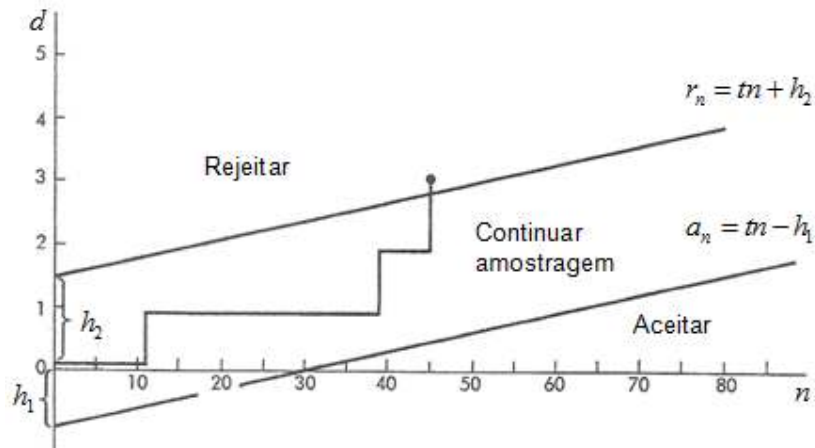


FIGURA 2.13 – PLANO DE AMOSTRAGEM SEQUENCIAL

FONTE: Adaptado de DUNCAN (1986)

A FIGURA 2.13 mostra duas retas paralelas que separam o gráfico em três regiões: região de aceitação, região de rejeição e região de indecisão. As coordenadas para este gráfico são: horizontalmente, o número de itens inspecionados até o momento e verticalmente, o número de itens defeituosos encontrados.

Na realização da amostragem sequencial, enquanto os pontos se mantiverem entre as retas de aceitação e de rejeição (região de indecisão) a amostragem deve continuar. Se um ponto é marcado em cima ou abaixo da reta inferior, o lote é aceito. Mas a amostragem deve ser interrompida e o lote rejeitado, se um ponto cair sobre ou acima da reta superior. (Lourenço Filho, 1989)

Lourenço Filho (1989), também descreve as expressões utilizadas e os passos para elaboração de um plano de amostragem sequencial:

- Reta de aceitação ( $a_n$ ) e reta de rejeição ( $r_n$ ):

$$\begin{aligned} a_n &= tn - h_1 \\ r_n &= tn + h_2 \end{aligned} \quad (2.13)$$

- Passos para elaboração de um plano de amostragem múltipla:
  - 1) Especificam-se os valores  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ .
  - 2) Calculam-se as constantes  $h_1$ ,  $h_2$  e  $t$  dadas pelas expressões:

$$h_1 = \frac{b}{g_1 + g_2} \quad (2.14)$$

$$h_2 = \frac{a}{g_1 + g_2} \quad (2.15)$$

$$t = \frac{g_2}{g_1 + g_2} \quad (2.16)$$

onde

$$a = \log \left[ \frac{1 - \beta}{\alpha} \right]$$

$$b = \log \left[ \frac{1 - \alpha}{\beta} \right]$$

$$g_1 = \log \left[ \frac{p_2}{p_1} \right]$$

$$g_2 = \log \left[ \frac{1 - p_1}{1 - p_2} \right]$$

e  $n$  igual ao número de unidades inspecionadas.

- 3) Com as equações 2.13 monta-se uma tabela com os valores de  $a_n$  e  $r_n$  com  $n$  sucessivamente igual a 1, 2, 3, ... Quando os valores obtidos por  $a_n$  e  $r_n$  não forem números inteiros, arredonda-se  $a_n$  para o inteiro imediatamente menor ao calculado. E  $r_n$  deve ser arredondado para o mais próximo inteiro maior que o encontrado.
- 4) A região de aceitação fica definida para  $d \leq a_n$ , e a região de rejeição fica definida para  $d \geq r_n$ . Continua-se a amostragem se  $a_n < d < r_n$ .

Ainda para Lourenço Filho (1989), nenhuma decisão sobre a disposição do lote pode ser tomada para pontos negativos (ver FIGURA 2.13). Existe um número mínimo de itens inspecionados  $n$  para que se possa aceitar o lote. Este número é o valor inteiro imediatamente maior que  $n_a = h_1 / t$ . Para se ter pontos na região de rejeição, o menor valor de  $n$  necessário é o número inteiro imediatamente maior que  $n_r = h_2 / (1 - t)$ . Assim é possível encontrar o menor número de  $n$  para que seja feita a aceitação e o menor valor de  $n$  para que seja feita a rejeição do lote. Na prática,

trunca-se a amostragem, quando a decisão ainda não pode ser feita, para um valor máximo de  $n$ ,  $n_{\max} = 3h_1h_2 / t(1-t)$ . Após o truncamento, compara-se a quantidade de defeituosos encontrados até este momento,  $d_{\max}$ , com a média aritmética dos valores correspondentes a  $d_{\max}$  nas retas limites,  $d_0 = (a_{\max} + r_{\max})$ . Se  $d_{\max} \geq d_0$ , rejeita-se o lote, se  $d_{\max} < d_0$ , aceita-se o lote.

O gráfico da curva CO para planos de amostragem sequencial pode ser construído para dois pontos que são  $(p_1, 1-\alpha)$ ,  $(p_2, \beta)$  e um ponto próximo ao centro da curva com fração de defeituosos igual a  $t$  e probabilidade de aceitação igual a  $h_2 / (h_1 + h_2)$ , isto é,  $(t, h_2 / (h_1 + h_2))$ . (MONTGOMERY, 2004)

De acordo com Duncan (1986), outros pontos podem ser encontrados utilizando as equações paramétricas:

$$p = \frac{1 - \left( \frac{1-p_2}{1-p_1} \right)^\theta}{\left( \frac{p_2}{p_1} \right)^\theta - \left( \frac{1-p_2}{1-p_1} \right)^\theta} \quad (2.17)$$

$$P_a = \frac{\left( \frac{1-\beta}{\alpha} \right)^\theta - 1}{\left( \frac{1-\beta}{\alpha} \right)^\theta - \left( \frac{\beta}{1-\alpha} \right)^\theta} \quad (2.18)$$

Para valores arbitrários de  $\theta$  são obtidas coordenadas  $p$  e  $P_a$  de pontos na curva CO. Para  $\theta=1$  e  $\theta=-1$  tem-se  $p=p_1$  e  $p=p_2$ , respectivamente, para  $\theta=0$  tem-se  $p=t$ . Portanto, bons pontos podem ser encontrados entre  $p_1$  e  $p_2$  atribuindo  $\theta = \pm 0,5$ .

Na amostragem sequencial o tamanho amostral médio é encontrado através da expressão:

$$TAM = P_a \left( \frac{A}{C} \right) + (1-P_a) \frac{B}{C} \quad (2.19)$$

onde

$$A = \log \frac{\beta}{1-\alpha}$$



$$B = \log \frac{1-\beta}{\alpha}$$

e

$$C = p \log \left( \frac{p_2}{p_1} \right) + (1-p) \log \left( \frac{1-p_2}{1-p_1} \right)$$

Para a inspeção de retificação a qualidade de saída média e a inspeção total média são dadas por:

$$QSM \approx P_a p \quad (2.20)$$

$$ITM = P_a \left( \frac{A}{C} \right) + (1-P_a)N \quad (2.21)$$

#### 2.4.10 Planos de amostragem múltipla para atributos

Como já foi mencionado, a amostragem múltipla deriva da amostragem sequencial. As fórmulas para encontrar o tamanho das amostras, números de aceitação e rejeição para cada amostra nos vários estágios, são as mesmas utilizadas na amostragem sequencial. Apenas, ao invés de considerar amostras de apenas um item, tomam-se amostras maiores que um, geralmente de mesmo tamanho. Na aplicação de um plano de amostragem múltiplo é comum o uso de no máximo sete estágios, isto é, são retiradas não mais que sete amostras.

O fluxograma da FIGURA 2.14 mostra o procedimento na aplicação de um plano de amostragem múltipla.

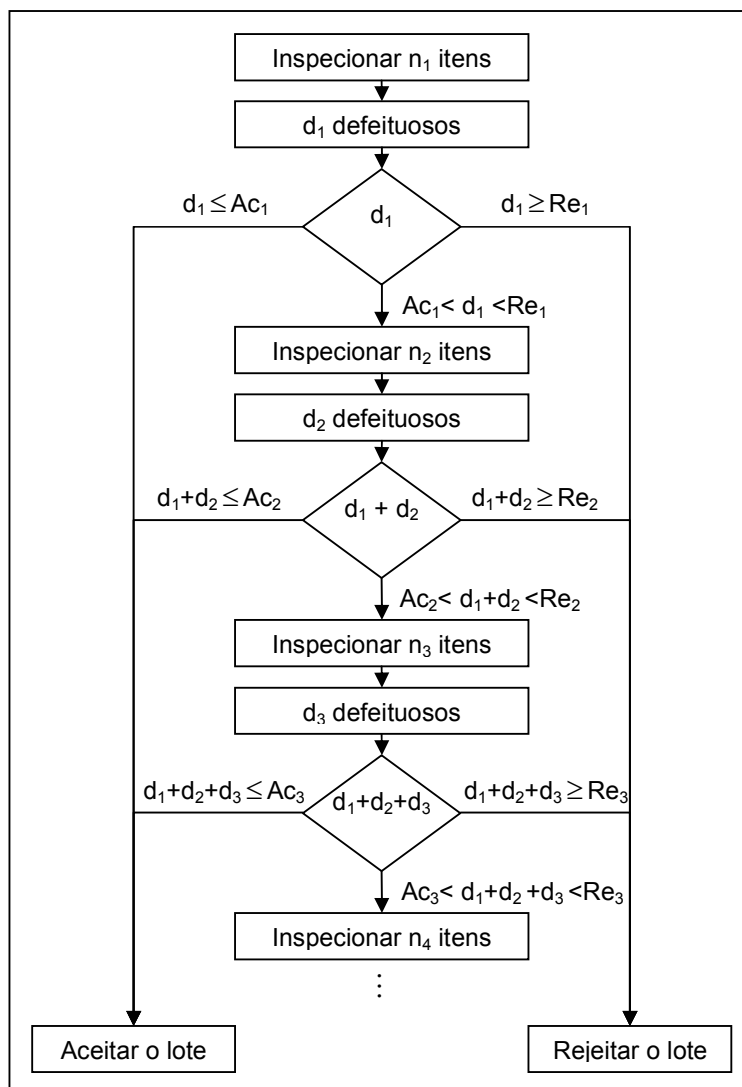


FIGURA 2.14 – ESQUEMA PLANO DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA

FONTE: Adaptado de PALADINI (2008)

A TABELA 2.2 mostra um plano de amostragem múltipla com sete estágios. Cada amostra com tamanhos iguais a 20 unidades. No desenho da curva CO, a probabilidade de aceitação para certa fração de defeituosos  $p$  é encontrada através do cálculo da probabilidade de aceitação em cada amostra retirada.

TABELA 2.2 – PLANO AMOSTRAL COM SETE ESTÁGIOS

TAMANHO ACUMULADO DA AMOSTRA	NÚMEROS DE ACEITAÇÃO ( $A_c$ )	NÚMEROS DE REJEIÇÃO ( $R_e$ )
20	0	4
40	1	5
60	3	6
80	5	8
100	8	10
120	9	11
140	10	11

FONTE: DUNCAN (1986)

Duncan (1986) estabeleceu um procedimento para encontrar a probabilidade de aceitação e, também, a probabilidade de rejeição em cada amostra para o plano de amostragem múltipla da TABELA 2.2 considerando uma fração defeituosa  $p = 0,05$  e distribuição de probabilidade binomial. Este procedimento consiste em calcular para cada amostra: a probabilidade de se encontrar  $d$  defeituosos menor ou igual ao número de aceitação, isto é, a probabilidade de aceitação dada a fração defeituosa  $p$ ; a probabilidade de se encontrar  $d$  defeituosos maior ou igual ao número de rejeição, isto é, a probabilidade de rejeição; e o número possível de defeituosos  $d$  entre o número de aceitação e o número de rejeição. O QUADRO 2.1 apresenta tal procedimento até a terceira amostra, onde  $d^i$  representa o número de defeituosos encontrados na amostra  $i$ .

**Primeira amostra:**

$$P_a = P(d^1 \leq A_{c1}) = P(d^1 = 0) = 0,3585$$

$$Pr_{ej} = P(d^1 \geq R_{e1}) = P(d^1 \geq 4) = 0,0159$$

$$\text{Probabilidade de exatamente 1: } P(d = 1) = 0,3774$$

$$\text{Probabilidade de exatamente 2: } P(d = 2) = 0,1887$$

$$\text{Probabilidade de exatamente 3: } P(d = 3) = 0,0596$$

**Segundo amostra:**

$$P_a = P(d^1 + d^2 \leq A_{c2}) = P(d^1 + d^2 \leq 1) = P(d^1 = 1).P(d^2 = 0) = 0,3774.0,3585 = 0,1353$$

**Continua**

**Continuação**

$$\begin{aligned}
 \text{Pr } ej &= P(d^1 + d^2 \geq \text{Re}_2) = P(d^1 + d^2 \geq 5) = \\
 &= P(d^1 = 1).P(d^2 \geq 4) + P(d^1 = 2).P(d^2 \geq 3) + P(d^1 = 3).P(d^2 \geq 2) = \\
 &= 0,3774.0,0159 + 0,1887.0,0755 + 0,0596.0,2642 \\
 &= 0,0060 + 0,0142 + 0,0157 \\
 &= 0,0359
 \end{aligned}$$

Probabilidade de exatamente 1:

$$P(d^1 + d^2 = 1) = P(d^1 = 1).P(d^2 = 0) = 0,3774.0,3585 = 0,1353$$

Probabilidade de exatamente 2:

$$\begin{aligned}
 P(d^1 + d^2 = 2) &= P(d^1 = 1).P(d^2 = 1) + P(d^1 = 2).P(d^2 = 0) = \\
 &= 0,3774.0,3774 + 0,1887.0,3585 = \\
 &= 0,1424 + 0,0676 \\
 &= 0,2100
 \end{aligned}$$

Probabilidade de exatamente 3:

$$\begin{aligned}
 P(d^1 + d^2 = 3) &= P(d^1 = 1).P(d^2 = 2) + P(d^1 = 2).P(d^2 = 1) + P(d^1 = 3).P(d^2 = 0) = \\
 &= 0,3774.0,1887 + 0,1887.0,3774 + 0,0596.0,3585 = \\
 &= 0,0712 + 0,0712 + 0,0214 = \\
 &= 0,1638
 \end{aligned}$$

Probabilidade de exatamente 4:

$$\begin{aligned}
 P(d^1 + d^2 = 4) &= P(d^1 = 1).P(d^2 = 3) + P(d^1 = 2).P(d^2 = 2) + P(d^1 = 3).P(d^2 = 1) = \\
 &= 0,3774.0,0596 + 0,1887.0,1887 + 0,0596.0,3774 = \\
 &= 0,0225 + 0,0356 + 0,0225 = \\
 &= 0,0806
 \end{aligned}$$

**Terceira amostra:**

$$\begin{aligned}
 P_a &= P(d^1 + d^2 + d^3 \leq \text{Ac}_3) = P(d^1 + d^2 + d^3 \leq 3) = \\
 &= P(d^1 + d^2 = 2).P(d \leq 1) + P(d^1 + d^2 = 3).P(d \leq 0) = \\
 &= 0,2100.0,7359 + 0,1638 + 0,3585 = \\
 &= 0,1545 + 0,0587 = \\
 &= 0,2132
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Pr } ej &= P(d^1 + d^2 + d^3 \geq \text{Re}_3) = P(d^1 + d^2 + d^3 \geq 6) = \\
 &= P(d^1 + d^2 + d^3 = 2).P(d \geq 4) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 3).P(d \geq 3) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 4).P(d \geq 2) = \\
 &= 0,2100.0,0159 + 0,1638.0,0755 + 0,0806.0,2642 = \\
 &= 0,0033 + 0,0124 + 0,0213 = \\
 &= 0,0370
 \end{aligned}$$

Probabilidade de exatamente 4:

**Conclusão**

$$\begin{aligned}
 &P(d^1 + d^2 + d^3 = 2).P(d = 2) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 3).P(d = 1) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 4).P(d = 0) = \\
 &= 0,2100.0,1887 + 0,1638.0,3774 + 0,0806.0,3585 = \\
 &= 0,0396 + 0,0618 + 0,0289 = \\
 &= 0,1303
 \end{aligned}$$

Probabilidade de exatamente 2:

$$\begin{aligned}
 &P(d^1 + d^2 + d^3 = 2).P(d = 3) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 3).P(d = 2) + P(d^1 + d^2 + d^3 = 4).P(d = 1) = \\
 &= 0,2100.0,0596 + 0,1638.0,1887 + 0,0806.0,3774 = \\
 &= 0,0125 + 0,0309 + 0,0304 = \\
 &= 0,0738
 \end{aligned}$$

QUADRO 2.1 – PROCEDIMENTO PARA ENCONTRAR A PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO PLANO SEQUENCIAL ATÉ TERCEIRA AMOSTRA

FONTE: O autor (2009)

Resultados para todo plano amostral em cada amostra são mostrados no QUADRO 2.2:

0	0,3585				
1	0,3774	0,1353			
2	0,1887	0,0676			
		0,1424			
		0,2100			
3	0,0596	0,0214	0,1545 0,0587 <b>0,2132</b>		
		0,0712			
		0,0712			
		0,1638			
4	0,0159	0,0225	0,0289		
		0,0356	0,0618		
		0,0225	0,0396		
		0,0806	0,1303		
5		0,0157	0,0304	0,0265 0,0959 <b>0,1224</b>	
		0,0142	0,0309		
		0,0060	0,0125		
		0,0359	0,0738		
Continua					

Conclusão					
6		0,0213 0,0124 0,0033 0,0370	0,0279 0,0246 0,0525		
7			0,0139 0,0078 0,0217		
8			0,0056 0,0021 0,0077	0,0160 0,0485 <b>0,0645</b>	
9			0,0041 0,0031 0,0072	<b>0,0026</b>	
10			0,0016 0,0008 0,0024	0,0027	<b>0,0010</b>
11				0,0019	0,0017

QUADRO 2.2 – PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE UM PLANO AMOSTRAL MÚLTIPLO

FONTE: DUNCAN (1986)

Através do procedimento detalhado no QUADRO 2.2 pode-se obter a probabilidade de aceitação para  $p = 0,05$  somando-se as probabilidades em cada amostra:  $0,3585 + 0,1353 + 0,2132 + 0,1224 + 0,0645 + 0,0026 + 0,0010 = 0,8975$ . A curva CO é desenhada utilizando o mesmo procedimento descrito nos QUADROS 2.1 e 2.2 para diferentes valores de  $p$ . Na amostragem dupla o mesmo procedimento é utilizado, com a diferença de que o processo só vai até a segunda amostra.

O tamanho amostral médio para um plano de amostragem múltipla é encontrado usando-se a expressão:

$$TAM = P_1 n_1 + P_2 (n_1 + n_2) + \dots + P_j (n_1 + n_2 + \dots + n_j) \quad (2.22)$$

onde  $n_i$  é a  $i$ -ésima amostra retirada e  $P_i$  é a probabilidade de aceitação somada com a probabilidade de rejeição em cada estágio.

Na inspeção de retificação a inspeção total média e a qualidade de saída média são encontradas por:

$$ITM = n_1 P_a^1 + (n_1 + n_2) P_a^2 + \dots + (n_1 + n_2 + \dots + n_j) P_a^j + N(1 - P_a) \quad (2.23)$$

$$QSM = \frac{[P_a^1(N - n_1) + P_a^2(N - n_1 - n_2) + \dots + P_a^j(N - n_1 - n_2 - \dots - n_j)]p}{N} \quad (2.24)$$

#### 2.4.11 Comparação entre planos amostrais

O quadro seguinte apresenta uma síntese dos quatro tipos de amostragens apresentados.

CARACTERÍSTICA	TIPO DA AMOSTRAGEM			
	SIMPLES	DUPLA	MULTIPLA	SEQUENCIAL
Aceitabilidade para o produtor	Pouco efeito psicológico, o lote tem apenas uma chance de ser aceito	Psicologicamente adequado	Por não ser decisivo é psicologicamente aberto à críticas	É menos decisivo que a múltipla. Também psicologicamente aberto à críticas.
Quantidade de itens inspecionados por lote	Normalmente o maior	Pode apresentar-se de 10 a 50% menor que em uma amostragem simples	Geralmente, apresenta uma proporção de 30% menor que na amostragem dupla	A menor quantidade em todos os planos por atributos
Custo de administração em treinamento, funcionários, documentação, etc.	O mais baixo	Maior que numa amostragem simples	Maior que na amostragem simples e dupla	O mais elevado
Informações sobre a qualidade em cada lote	Maior quantidade	Menos que na amostragem simples	Menor que na amostragem dupla	A maior quantidade em todos os planos

QUADRO 2.3 – COMPARATIVO DAS VANTAGENS E DESVANTAGENS DE PLANOS AMOSTRAIS

FONTE: MARTINS (2002)

Estes planos amostrais podem ser construídos de forma a terem equivalentes curvas CO, isto é, oferecerem a mesma proteção – terem a mesma probabilidade de aceitação para determinada fração de defeituosos. Entretanto,

deve-se analisar o ambiente de implementação para a escolha do plano que melhor se ajusta as necessidades do produtor e consumidor.

Segundo Juran e Gryna (1993), na escolha de um plano amostral consideram-se os seguintes fatores:

- Número médio de unidades inspecionadas
- Custos de administração
- Informação obtida quanto à qualidade do lote
- Aceitação do plano pelos produtores

O número médio de unidades inspecionadas para que se possa tomar uma decisão varia de acordo com a qualidade do produto e com a escolha do plano amostral. Nos casos onde o custo de inspeção de cada item é elevado, o uso da amostragem sequencial e múltipla é justificado pela redução na quantidade de itens inspecionados, apesar da maior complexidade e custos administrativos mais altos. Por outro lado, se o custo de seleção, desempacotamento e manipulação dos itens do lote for baixo é preferível a amostragem simples, o qual é menos trabalhoso para a equipe de inspeção, de simples documentação e administração. Os planos de amostragem dupla se mostram os mais aplicáveis em diversas situações, econômico quanto ao custo total (além do custo de inspeção, considera-se o custo de administração do plano) e aceitável psicologicamente pelo produtor e consumidor.

## 2.5 PLANOS DE AMOSTRAGEM DODGE-ROMIG

Além dos planos desenvolvidos utilizando dois pontos na curva CO, que é o caso dos já apresentados planos de amostragem simples, dupla, múltipla e sequencial, como também planos indexados pelo nível de qualidade aceitável, Dodge e Romig (1959) desenvolveram tabelas para inspeção por amostragem lote a lote quando a característica a ser avaliada é um atributo.

Essas tabelas apresentam dois tipos de planos de amostragem: Planos PADL e Planos LQSM. Os dois tipos de planos foram desenvolvidos de forma que a inspeção total média seja a mínima possível. Planos PADL são aqueles que dão proteção quanto ao percentual aceitável de defeituosos do lote. Já planos LQSM



forneem proteção quanto a um limite da qualidade de saída média. Nestas tabelas estão previstos planos para amostragem simples e dupla. Planos PADL são muito utilizados na avaliação de lotes em que seus itens sejam componentes e peças críticas. A utilização destes planos se faz muito útil na fábrica na inspeção de produtos semi-acabados. (MONTIGOMERY, 2004)

O conceito de LQSM não tem sentido sem haver a inspeção de retificação. Por isso, planos LQSM só se aplicam onde se possa fazer inspeção completa dos lotes rejeitados. Além disso, a fração média de não conformes do produto de entrada deve ser conhecida.

As tabelas elaboradas por Dodge e Romig com proteção PADL consideram probabilidade de aceitação 10% para lotes com nível de qualidade igual ao PADL. Os percentuais de PADL apresentados nestas tabelas são: 0,5%, 1%, 2%, 3%, 4%, 5%, 7% e 10%. As tabelas com proteção LQSM fornecem planos de amostragem com níveis LQSM de 0,1%, 0,25%, 0,5%, 0,75%, 1%, 1,5%, 2%, 2,5%, 3%, 4%, 5%, 7% e 10%. Para cada percentual PADL e LQSM são especificadas seis classes de valores para a média do processo. (MONTGOMERY, 2004)

As TABELAS 2.3 e 2.4 apresentam planos Dodge-Romig para amostragem simples com proteção PADL de 5% e LQSM igual a 2%, respectivamente, com intervalos de valores da média do processo em três classes.

TABELA 2.3 – PLANOS DODGE-ROMIG PARA AMOSTRAGEM SIMPLES, PADL = 5%

Tamanho do lote	MÉDIA DO PROCESSO								
	0-0,05			0,06-0,50			0,51-1,00		
	n	Ac	LQSM (%)	n	Ac	LQSM (%)	n	Ac	LQSM (%)
1-10	Todos	0	0	Todos	0	0	Todos	0	0
11-50	30	0	0,49	30	0	0,49	30	0	0,49
51-100	37	0	0,63	37	0	0,63	37	0	0,63
101-200	40	0	0,74	40	0	0,74	40	0	0,74
201-300	43	0	0,74	43	0	0,74	70	1	0,92
301-400	44	0	0,74	44	0	0,74	100	2	1,00
401-500	45	0	0,75	75	1	0,95	100	2	1,10
501-600	45	0	0,76	75	1	0,98	125	3	1,20
601-800	45	0	0,77	75	1	1,00	130	3	1,20
801-1000	45	0	0,78	75	1	1,00	155	4	1,40
1001-2000	45	0	0,80	75	1	1,00	180	5	1,60
2001-3000	75	1	1,10	105	2	1,30	210	6	1,70
3001-4000	75	1	1,10	105	2	1,30	210	6	1,70
4001-5000	75	1	1,10	105	2	1,30	235	7	1,80

Continua

**Conclusão**

5001-7000	75	1	1,10	105	2	1,30	260	8	1,90
7001-10.000	75	1	1,10	105	2	1,30	260	8	1,90
10.001-20.000	75	1	1,10	135	3	1,40	285	9	2,00
20.001-50.000	75	1	1,10	135	3	1,40	305	10	2,10
50.001-100.000	75	1	1,10	160	4	1,60	355	12	2,20

FONTE: Adaptado de GRANT E LEAVENWORTH (1988)

TABELA 2.4 – PLANOS DODGE-ROMIG PARA AMOSTRAGEM SIMPLES, LQSM = 2%

Tamanho do lote	MÉDIA DO PROCESSO								
	0-0,04			0,05-0,40			0,41-0,80		
	<i>n</i>	<i>Ac</i>	PADL (%)	<i>n</i>	<i>Ac</i>	PADL (%)	<i>n</i>	<i>Ac</i>	PADL (%)
1-15	Todos	0	–	Todos	0	–	Todos	0	–
16-50	14	0	13,6	14	0	13,6	14	0	13,6
51-100	16	0	12,4	16	0	12,4	16	0	12,4
101-200	17	0	12,2	17	0	12,2	17	0	12,2
201-300	17	0	12,3	17	0	12,3	17	0	12,3
301-400	18	0	11,8	18	0	11,8	38	1	10,0
401-500	18	0	11,9	18	0	11,9	39	1	9,8
501-600	18	0	11,9	18	0	11,9	39	1	9,8
601-800	18	0	11,9	40	1	9,6	40	1	9,6
801-1000	18	0	12,0	40	1	9,6	40	1	9,6
1001-2000	18	0	12,0	41	1	9,4	65	2	8,2
2001-3000	18	0	12,0	41	1	9,4	65	2	8,2
3001-4000	18	0	12,0	42	1	9,3	65	2	8,2
4001-5000	18	0	12,0	42	1	9,3	70	2	7,5
5001-7000	18	0	12,0	42	1	9,3	95	3	7,0
7001-10.000	42	1	9,3	70	2	7,5	95	3	7,0
10.001-20.000	42	1	9,3	70	2	7,6	95	3	7,0
20.001-50.000	42	1	9,3	70	2	7,6	125	4	6,4
50.001-100.000	42	1	9,3	95	3	7,0	160	5	5,9

FONTE: Adaptado de FEIGENBAUM (1994)

## 2.6 PLANOS NQA

Estes planos mantêm a qualidade em um nível determinado e serão apresentados em detalhes no próximo capítulo no estudo das normas publicadas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9.

## 2.7 PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA INSPEÇÃO POR VARIÁVEIS

Conforme Paladini (2008), os planos de amostragem por variáveis mantém alguns parâmetros comuns com os planos de amostragem por atributos. Contudo, existem marcantes diferenças em outros aspectos.

Os parâmetros (conceitos) comuns são os seguintes:

a) Nas entradas:

- NQA relacionado a  $p_1$ ;
- QL relacionada a  $p_2$ ;
- Risco do produtor;
- Risco do consumidor.

b) Nas saídas:

- Tamanho da amostra
- Alguns parâmetros estatísticos bem definidos

Por outro lado, o conceito de não-conformidade é diferente. Na inspeção por variáveis a avaliação da qualidade tem seu foco em características específicas que podem ser medidas. Já na inspeção por atributos considera-se a avaliação da peça toda sem se preocupar com determinadas características em particular, se em qualquer característica ocorrer não conformidade o item é considerado defeituoso.

Montgomery (2004) aponta vantagens e desvantagens na utilização da inspeção por variáveis em relação à inspeção por atributos: a principal vantagem na utilização de planos de amostragem por variáveis em relação aos planos de amostragem por atributos é a possibilidade de se obter a mesma proteção com um tamanho de amostra menor. A obtenção de dados de medidas tem custo mais elevado, mas a redução no tamanho da amostra pode mais do que compensar a utilização da inspeção por variáveis. Outra vantagem é que são fornecidas mais informações sobre o processo de produção, e sobre o lote, no uso de medidas, do que a simples classificação em conforme ou não conforme. Contudo, para se utilizar um plano de amostragem por variáveis é necessário conhecer a distribuição da característica da qualidade, o que consiste em grande desvantagem. Muitos planos consideram que a característica da qualidade venha de uma distribuição normal,

quando isso não ocorre estes planos não podem utilizados. Uma segunda desvantagem é que na inspeção por variáveis cada característica da qualidade exige um plano de amostragem, isto é, se forem analisadas três características, três planos serão aplicados. Se a inspeção fosse por atributos, seria preciso apenas um plano.

Conforme Duncan (1986), há vários tipos de planos de inspeção por variáveis. Os mais conhecidos são: planos para controle da fração defeituosa do lote ou do processo e planos para controle de um parâmetro do lote ou do processo (geralmente a média). Planos que controlam a média do processo são mais empregados na amostragem de material a granel que são entregues em sacos, tambores ou outros recipientes.

A seguir serão apresentados planos de inspeção para controlar a fração defeituosa do lote utilizando amostragem simples.

### 2.7.1 Inspeção por variáveis para porcentagem não-conforme

Paladini (2008) descreve o procedimento geral da amostragem simples por variáveis:

- Retira-se uma amostra aleatória de  $n$  itens;
- Considera-se determinada característica mensurável do item;
- Em cada item, mede-se, a característica da qualidade;
- Anota-se as medidas obtidas como  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ;
- Associa-se, às medidas, determinado parâmetro estatístico, como a média aritmética;
- Faz-se a comparação deste parâmetro com um padrão estabelecido;
- A decisão de aceitar ou rejeitar a amostra e o lote é feita após essa comparação.

Da mesma forma como nos planos por atributos, aceitam-se lotes com nível de qualidade menor ou igual ao NQA, ou seja,  $p \leq \text{NQA}$ , e rejeitam-se lotes com nível de qualidade maior ou igual que a QL, ou seja,  $p \geq \text{QL}$ . O que está sendo julgado é a proximidade da medida da característica da qualidade a um padrão, se a

proximidade for aceitável, a característica será adequada e o item considerado conforme, será aceito. Caso contrário, o item será considerado não-conforme e rejeitado.

Em planos de amostragem por variáveis, pode-se ter ou um limite inferior de especificação ( $LIE$ ), ou um limite superior de especificação ( $LSE$ ), ou os dois, para definição dos valores aceitáveis da característica em estudo. Neste trabalho, considera-se que os dados de medidas do processo (curva CO tipo B) e do lote isoladamente (curva CO tipo A) seguem a distribuição normal.

A relação entre a média e o desvio padrão de um lote ou processo normalmente distribuído e sua fração defeituosa  $p$ , é ilustrada na figura abaixo:

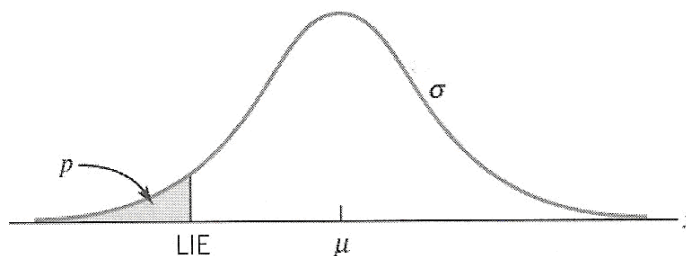


FIGURA 2.15 – RELAÇÃO DE  $p$  COM A MÉDIA E O DESVIO PADRÃO DA DISTRIBUIÇÃO NORMAL

FONTE: ADAPTADO DE MONTGOMERY (2004)

Montgomery (2004), Duncan (1986) e Lieberman e Resnikoff (1955) fazem um estudo detalhado sobre procedimentos utilizados na construção de planos de amostragem para variáveis em duas situações: (1) o desvio padrão do lote ou do processo é conhecido, (2) o desvio padrão do lote ou do processo é desconhecido, ambos utilizando a média amostral. Esse estudo é descrito a seguir.

### 2.7.2 Inspeção por variáveis com desvio padrão conhecido

Há grande economia, pela redução no tamanho da amostra, no uso de planos de amostragem por variáveis quando a variabilidade é conhecida e os dados de medidas são normalmente distribuídos. Pode-se desejar retirar uma amostra de um lote para verificar se a média é tal que a fração de defeituosos  $p$  seja, ou não, aceitável.

Dois métodos, conhecidos como método  $k$  e método  $M$  são usados na construção de planos de amostragem de variáveis. Se há somente um limite inferior usa-se a média amostral para encontrar a estatística

$$z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{\sigma} \quad (2.25)$$

e encontrar a área sob a curva normal com média zero e variância unitária abaixo do ponto  $z_{LIE}$ , sendo esta a porcentagem de defeituosos para o lote ou processo. É preferível usar

$$Q_{LIE} = z_{LIE} \sqrt{\frac{n}{n-1}} \quad (2.26)$$

como variável normal padronizada para se ter uma melhor estimativa de  $p$ , pois  $Q_{LIE}$  resultará em melhor estimativa da fração defeituosa.

Então, para o sentenciamento de lotes, retira-se uma amostra de tamanho  $n$ , calcula-se  $Q_{LIE}$  e encontra-se a estimativa  $\hat{p}$  de  $p$ , como a área sob a curva normal abaixo de  $Q_{LIE}$ . Se a estimativa de  $p$  for menor ou igual a  $M$ , o lote é aceito. Se a estimativa de  $p$  for maior que  $M$ , o lote é rejeitado. Este é o método  $M$ .

No método  $k$ , pode-se usar a função inversa da distribuição normal padronizada para levar  $M$  crítico ao seu correspondente  $z_M$  crítico. Este valor é representado por  $k$ . Para a decisão, toma-se uma amostra de tamanho  $n$  e calcula-se  $z_{LIE}$ . Se  $z_{LIE} \geq k$ , aceita-se o lote, caso contrário, rejeita-se.

Note que no método  $M$  faz-se uma comparação da proporção de defeituosos estimada do lote, através da amostra, com uma proporção máxima permissível de defeituosos  $M$ . Se a proporção estimada não exceder a máxima proporção  $M$ , o lote é aceito. Já para o método  $k$ ,  $z_{LIE}$  na equação 2.25 representa a distância entre a média da amostra e o limite inferior de especificação, isto é, quanto maior essa distância, menor será a proporção de defeituosos  $p$ . Portanto, deseja-se obter um valor de  $z_{LIE}$  maior ou igual a um valor crítico  $k$ . A relação da proporção crítica  $M$  com o valor crítico  $k$  é expressa como:

$$\int_{k\sqrt{\frac{n}{n-1}}}^{\infty} \frac{e^{-\frac{z^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dz = M \quad (2.27)$$

Se a característica da qualidade tem um limite de especificação superior ao invés de inferior, usa-se no lugar das equações 2.25 e 2.26, respectivamente, as seguintes:

$$z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{\sigma} \quad (2.28)$$

e

$$Q_{LSE} = z_{LSE} \sqrt{\frac{n}{n-1}} \quad (2.29)$$

### 2.7.2.1 Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação unilateral

Elaborar planos para variáveis que passam pelos pontos  $(p_1, 1-\alpha)$ ,  $(p_2, \beta)$  consiste em encontrar o tamanho da amostra  $n$  e os valores críticos de aceitação  $k$  ou  $M$ . As frações defeituosas  $p_1$  e  $p_2$  são encontradas a partir da média amostral  $\bar{x}_{p_1}$  e  $\bar{x}_{p_2}$  do lote. Então, lotes com média  $\bar{x}_{p_1}$  e qualidade  $p_1$  a probabilidade de aceitação é igual a  $1-\alpha$  com risco do produtor igual a  $\alpha$ . Da mesma forma, lotes com qualidade  $p_2$  estimada pela média  $\bar{x}_{p_2}$  têm probabilidade  $\beta$  de ser aceito com risco  $\beta$  para o consumidor. Tomando a distribuição do processo ou lote como normal, seu desvio padrão conhecido, média amostral  $\bar{x}$  e supondo um limite de especificação inferior, a aceitação pelo método  $k$  se dará por:

$$\frac{\bar{x} - LIE}{\sigma} \geq k$$

somando e subtraindo  $\bar{x}_p / \sigma$ , tem-se

$$\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma} + \frac{\bar{x}_p - LIE}{\sigma} \geq k$$

ou

$$\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma} \geq k - \frac{\bar{x}_p - LIE}{\sigma}$$

multiplicando por  $\sqrt{n}$  ambos os membros

$$\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \left( k - \frac{\bar{x}_p - LIE}{\sigma} \right) \sqrt{n}$$

denominando

$$\frac{\bar{x}_{p_1} - LIE}{\sigma} = z_1$$

e

$$\frac{\bar{x}_{p_2} - LIE}{\sigma} = z_2$$

$p_1$  e  $p_2$  terão, respectivamente, probabilidades de aceitação iguais a  $1 - \alpha$  e  $\beta$  se  $n$  e  $k$  são da forma:

$$P\left(\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma/\sqrt{n}} \geq (k - z_1)\sqrt{n}\right) = 1 - \alpha \quad (2.30)$$

e

$$P\left(\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma/\sqrt{n}} \geq (k - z_2)\sqrt{n}\right) = \beta \quad (2.31)$$

Como  $(\bar{x} - \bar{x}_p)\sqrt{n}/\sigma$  tem distribuição normal padrão, vem das equações 2.30 e 2.31 que  $(k - z_1)\sqrt{n} = z_{1-\alpha}$  e  $(k - z_2)\sqrt{n} = z_\beta$ , onde  $z_{1-\alpha}$  tem probabilidade de excedê-lo igual a  $1 - \alpha$  e  $z_\beta$  tem probabilidade de excedê-lo  $\beta$ . A proporção da área sob a curva normal padronizada que excede um determinado valor de  $z$  está representada analiticamente pela equação 2.32, e a proporção da normal padrão abaixo de um valor  $z$  pode ser encontrada pela equação 2.33.

$$1 - \Phi(z) \quad (2.32)$$

onde

$$\Phi(Q_{LIE}) = \int_{-\infty}^{Q_{LIE}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (2.33)$$

Tendo em vista que a distribuição normal é simétrica, a proporção da área sob a curva acima do ponto  $z_{1-\alpha}$  é a mesma abaixo do ponto  $-z_\alpha$ . Com isso pode-se reescrever  $(k - z_1)\sqrt{n} = z_{1-\alpha}$  como  $(k - z_1)\sqrt{n} = -z_\alpha$ . Assim  $k$  e  $n$  podem ser expressos como:

$$k = z_1 - \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}} \quad (2.34)$$



ou

$$k = z_2 - \frac{z_\beta}{\sqrt{n}} \quad (2.35)$$

e

$$n = \left( \frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2} \right)^2 \quad (2.36)$$

Então, na construção de planos amostrais para variáveis com dois pontos sobre a curva CO e desvio padrão conhecido, especificam-se os valores  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ , encontra-se o valor de  $n$  pela equação 2.36, retira-se uma amostra de tamanho  $n$  do lote, calcula-se o valor de  $k$  pelas equações 2.34 e 2.35 (o valor de  $k$  será a média dos dois valores encontrados) e também do valor de  $z_{LIE}$  na equação 2.25. Pelo método  $k$  o critério de aceitação do lote será satisfeito se  $z_{LIE} \geq k$ , caso contrário, o lote será rejeitado. A figura abaixo ilustra estas relações.

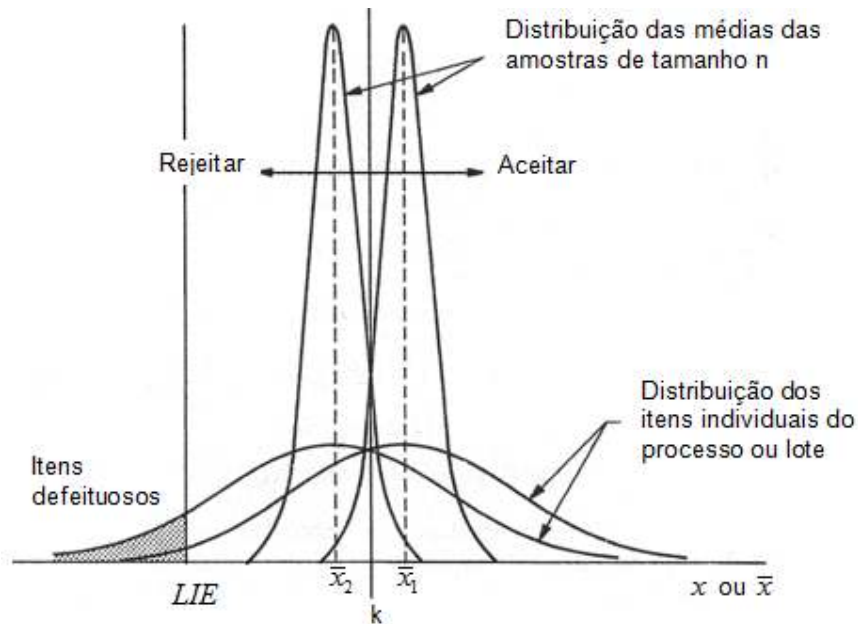


FIGURA 2.16 – RELAÇÃO DE  $k$  COM A DISTRIBUIÇÃO DAS MÉDIAS DAS AMOSTRAS E A DISTRIBUIÇÃO DOS ITENS INDIVIDUAIS

FONTE: Adaptado de DUNCAN (1986)

Para utilizar o método  $M$ , após encontrar o tamanho da amostra  $n$  calcula-se a medida  $Q_{LIE}$  da equação 2.26 e encontra-se a proporção defeituosa na distribuição normal padronizada acima de  $Q_{LIE}$ , esta proporção indica a fração

defeituosa estimada do lote,  $\hat{p}$ . O valor da máxima percentagem de defeituosos para o lote é dada pela equação 2.27 ou, de forma equivalente, pela proporção acima do valor

$$z_M = k \sqrt{\frac{n}{n-1}} \quad (2.37)$$

O lote será aceito se  $\hat{p} \leq M$ , e rejeitado se  $\hat{p} > M$ .

Em processos com somente um limite de especificação, superior ou inferior, a curva CO poder ser desenhada tanto para o método  $k$  quanto para o método  $M$ . A média  $\bar{x}$  para a qual se tenha a fração de defeituosos  $p$  e seu correspondente  $z_p$  é dada por  $\bar{x}_p = LIE + z_p \sigma$  e a probabilidade de aceitação para a fração  $p$  será:

$$P_a = P\left(\frac{\bar{x} - \bar{x}_p}{\sigma/\sqrt{n}} \geq (k - z_p)\sqrt{n}\right) \quad (2.38)$$

Como  $(\bar{x} - \bar{x}_p)\sqrt{n}/\sigma$  é normalmente distribuído com média zero e variância igual a 1, basta encontrar a probabilidade de exceder o valor  $(k - z_p)\sqrt{n}$  atribuindo diversos valores de  $p$ .

#### 2.7.2.2 Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação bilateral

No caso em que os limites superior e inferior são especificados e é conhecido o desvio padrão do processo ou lote normalmente distribuído, é possível rejeitar o lote sem que haja a necessidade de amostrá-lo. A fração defeituosa mínima para o processo ou lote é encontrada quando  $\bar{x}$  está exatamente entre os limites de especificação, isto é, quando  $(LSE - \bar{x})/\sigma = -(LIE - \bar{x})/\sigma = (LSE - LIE)/2\sigma$  e a fração defeituosa mínima será a proporção além de  $z = \pm(LSE - LIE)/2\sigma$ , ou seja:

$$p = 1 - \int_{LIE}^{LSE} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (2.39)$$

Se esta proporção for maior do que a proporção de defeituosos aceitável, o lote pode ser rejeitado sem amostragem. Porém, se a fração mínima de defeituosos não superar a fração defeituosa aceitável, deve-se amostrar o lote para a tomada de decisão. No entanto, deve-se aplicar o método  $k$  ou o método  $M$  para cada um dos limites de especificação.

O método  $k$  para limites duplos consiste em calcular o tamanho da amostra e o valor de  $k$  nas equações 2.34, 2.35 e 2.36, aceitar o lote se  $(\bar{x} - LIE)/\sigma \geq k$  e  $(LSE - \bar{x})/\sigma \geq k$ , rejeitar em caso contrário. No método  $M$  calcula-se  $Q_{LIE}$  (ver equação 2.26) e  $Q_{LSE}$  (equação 2.29), e suas respectivas proporções  $\hat{p}_{LIE}$  e  $\hat{p}_{LSE}$ , respectivamente. Aceita-se o lote se  $\hat{p} = \hat{p}_{LIE} + \hat{p}_{LSE} \leq M$ , caso contrário, rejeita-se.

As curvas CO de planos com limites de especificação dupla para o método  $k$  ou o método  $M$ , serão as mesmas quando houver um único limite de especificação e podem ser construídas da mesma maneira.

### 2.7.3 Inspeção por variáveis com desvio padrão desconhecido

Quando se desconhece a variabilidade do processo ou lote, o desvio padrão  $\sigma$  tem que ser estimado através da amostra. A estimação de  $\sigma$  traz certa incerteza na elaboração do plano amostral, por isso o tamanho da amostra aumenta para se obter a mesma proteção de um plano amostral com desvio padrão conhecido.

#### 2.7.3.1 Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação unilateral

Os dois procedimentos utilizados para aceitar ou rejeitar lotes quando o processo tem variabilidade conhecida – método  $k$  e método  $M$ , podem, também, ser utilizados em processos onde a variabilidade é desconhecida. Mas, as fórmulas para encontrar  $n$ ,  $k$  e  $M$  serão modificadas para suprir o desconhecimento do desvio padrão.

Para o método  $k$ , toma-se uma amostra de tamanho  $n$  e calcula-se a média amostral

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.40)$$

o desvio padrão amostral

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (2.41)$$

$z$  do limite inferior de especificação

$$z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{s} \quad (2.42)$$

ou, se for o caso,  $z$  do limite superior de especificação

$$z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{s} \quad (2.43)$$

As fórmulas para encontrar os valores de  $n$  e  $k$  para obter uma curva CO que passe pelos pontos  $(p_1, 1-\alpha)$  e  $(p_2, \beta)$  especificados são as seguintes:

$$k = \frac{z_\alpha z_2 + z_\beta z_1}{z_\alpha + z_\beta} \quad (2.44)$$

e

$$n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2}\right)^2 \quad (2.45)$$

A decisão sobre a disposição do lote será feita de forma semelhante a de quando o desvio padrão for conhecido. Se  $(\bar{x} - LIE)/s \geq k$ , aceita-se o lote; Se  $(\bar{x} - LIE)/s < k$ , rejeita-se o lote. Ou, quando o limite de especificação for o superior, o lote é aceito se  $(LSE - \bar{x})/s \geq k$ ; e rejeitado se  $(LSE - \bar{x})/s < k$ .

Supondo que há apenas o limite inferior de especificação, a probabilidade de aceitação é a probabilidade de que  $(\bar{x} - LIE)/s \geq k$  ou, de forma equivalente,  $\bar{x} - ks \geq LIE$ . As fórmulas 2.44 e 2.45 foram desenvolvidas com a suposição de que  $\bar{x} \pm ks$  segue uma distribuição normal com média do processo ou lote igual a  $\bar{x}_p \pm k\sigma$  e desvio padrão aproximadamente  $\sigma\sqrt{1/n + k^2/2n}$ . Se for subtraído  $\bar{x}_p - k\sigma$  em ambos os lados da inequação  $\bar{x} - ks \geq LIE$  e tomando  $z_{p_1} = (\bar{x}_{p_1} - LIE)/\sigma$  quando

considerada a fração defeituosa  $p_1$  e  $z_{p_2} = (\bar{x}_{p_2} - LIE) / \sigma$  para a fração defeituosa  $p_2$ , tem-se:

$$\frac{(\bar{x} - ks) - (\bar{x}_p - k\sigma)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} \geq \frac{LIE - (\bar{x}_p - k\sigma)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} = \frac{\frac{LIE - \bar{x}_p}{\sigma} + k}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} \quad (2.46)$$

do lado direito da inequação acima vem:

$$\frac{-z_{p_1} + k}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} = -z_\alpha \quad (2.47)$$

e

$$\frac{-z_{p_2} + k}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} = z_\beta \quad (2.48)$$

As equações 2.47 e 2.48 acima dão origem às equações de  $k$  e  $n$  já apresentados nas equações 2.44 e 2.45. Também pode-se encontrar os valores de  $n$  e  $k$  sem o uso de fórmulas. A FIGURA 2.13 mostra um nomograma que permite encontrar o tamanho da amostra  $n$  e o valor crítico  $k$  que satisfaçam as condições  $p_1$ ,  $1 - \alpha$ ,  $p_2$  e  $\beta$ . Na escala a esquerda do nomograma estão apresentadas frações para defeitos do processo ou lote, na escala da direita estão probabilidades de aceitação. Para estabelecer um plano, traça-se uma reta no valor de  $p_1$  na escala da esquerda até a probabilidade de aceitação  $1 - \alpha$  correspondente na escala da direita. Faz-se o mesmo procedimento para  $p_2$  e  $\beta$ . Finalmente, basta seguir as linhas e ler os valores de  $n$  e  $k$ . Com este nomograma é possível estabelecer planos para variáveis com desvio padrão conhecido e desconhecido.

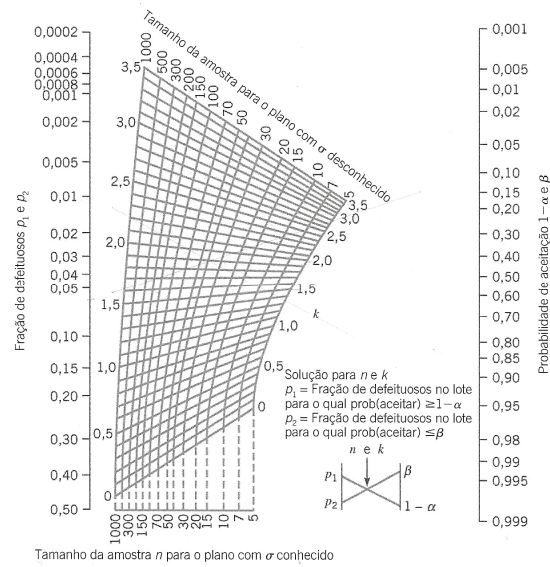


FIGURA 2.17 – NOMOGRAMA PARA DETERMINAR OS PARÂMETROS  $n$  E  $k$  DE PLANOS DE AMOSTRAGEM DE VARIÁVEIS

FONTE: Adaptado de MONTGOMERY (2004)

Outros pontos sobre a curva CO para a fração defeituosa  $p$ , além de  $p_1$  e  $p_2$ , podem ser encontrados. Basta atribuir à equação 2.46 um valor qualquer desejado para  $p$ . Assim, o lado direito se torna:

$$\frac{LIE - (\bar{x}_p - k\sigma)}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} = \frac{LIE - \bar{x}_p + k}{\frac{\sigma}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}}} = \frac{k - \frac{LIE + \bar{x}_p}{\sigma}}{\frac{\sigma}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}}} = \frac{k - z_p}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} \quad (2.49)$$

E a probabilidade de aceitação para determinada fração de defeituosos é dada por:

$$P(z \geq z_A) \quad (2.50)$$

onde

$$z_A = \frac{k - z_p}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} \quad (2.51)$$

e

$$z_p = \frac{\bar{x}' - LIE}{\sigma} \quad (2.52)$$

No segundo procedimento, o método  $M$ , poderão ser utilizados nomogramas para determinar a proporção de defeituosos além dos limites de especificação e a máxima proporção aceitável  $M$  do lote. Para somente um limite inferior do processo e com  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$ , e  $\beta$  especificados, encontram-se  $n$  e  $k$  como descrito anteriormente para processos com variabilidade desconhecida, o valor de  $M$  e a proporção de defeituosos para o limite inferior de especificação poderão ser obtidos com o uso dos nomogramas das FIGURAS 2.18 e 2.19 seguintes.

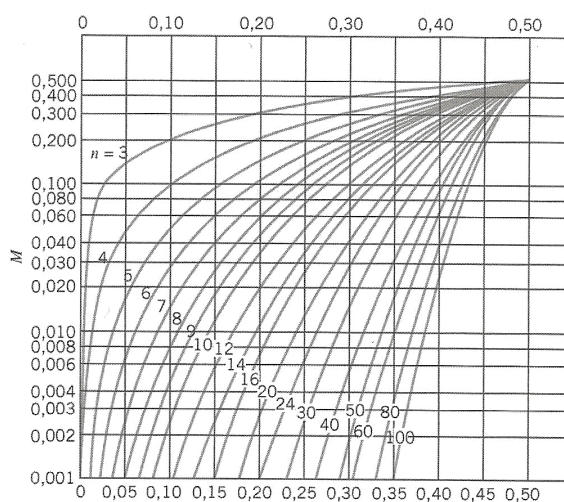


FIGURA 2.18 – GRÁFICO PARA DETERMINAR A FRAÇÃO MÁXIMA PERMISSÍVEL  $M$

FONTE: Adaptado de MONTGOMERY (2004)

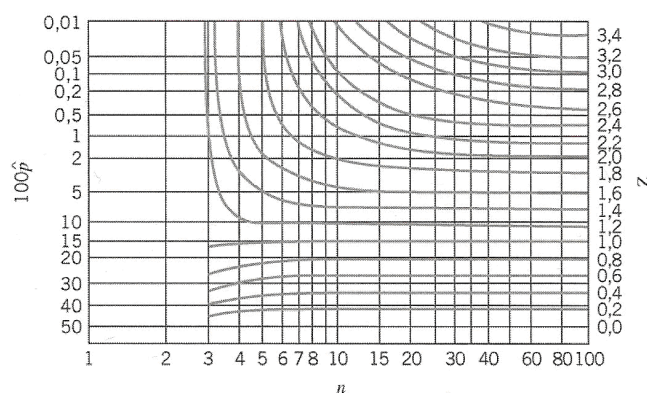


FIGURA 2.19 – GRÁFICO PARA DETERMINAR  $p$  ESTIMADO DADO O VALOR DE  $z$

FONTE: Adaptado de MONTGOMERY (2004)

A fração de defeituosos máxima permissível  $M$  é lida entrando na FIGURA 2.18 com a abscissa

$$\frac{1 - k\sqrt{n}/(n-1)}{2} \quad (2.53)$$

e observando a curva do tamanho da amostra. O próximo passo é calcular o valor de  $z_{LIE}$  e convertê-lo em uma fração de defeituosos estimada. Isto pode ser feito com auxílio da FIGURA 2.19 onde a fração estimada é dada na escala da esquerda observando as curvas dos valores padronizados da distribuição normal e o tamanho da amostra. O lote é aceito se  $\hat{p}_{LIE} \leq M$ , e rejeitado em caso contrário.

### 2.7.3.2 Elaboração de planos para variáveis com pontos específicos da curva CO: Especificação bilateral

No método  $k$  os limites de especificação são considerados separadamente. Cada extremo obedece as condições especificadas  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  estipuladas para os limites duplos. O método  $k$  é modificado para não aceitar lotes de um processo onde o desvio padrão seja muito grande. O critério de aceitação fica assim determinado:

$$\begin{aligned} \frac{\bar{x} - LIE}{s} &\geq k \\ \frac{LSE - \bar{x}}{s} &\geq k, \text{ e} \\ s &\leq MSD \end{aligned} \quad (2.54)$$

onde o  $MSD$  (*Maximum Standard Deviation*) é o máximo desvio padrão para não ultrapassar a porcentagem defeituosa desejável.

O  $MSD$  é calculado entrando na FIGURA 2.18 substituindo na equação 2.53 os valores  $n$  e  $k$  correspondentes a um processo de somente um limite de especificação com  $\sigma$  desconhecido satisfazendo as condições  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$ , e  $\beta$ , e lendo o valor de  $M$ . Divide-se o valor de  $M$  por 2 e na mesma FIGURA 2.18 encontra-se a abscissa  $x^*$  que corresponde a  $M/2$  e ao tamanho da amostra  $n$ . Volta-se a expressão 2.53 igualando-a a  $x^*$ :

$$\frac{1 - \frac{k^* \sqrt{n}}{n-1}}{2} = x^* \quad (2.55)$$

$k^*$  fica assim determinado



$$k^* = -\frac{(1-2x^*)(n-1)}{\sqrt{n}} \quad (2.56)$$

O máximo desvio padrão será dado por

$$MSD = \frac{LSE - LIE}{2k^*} \quad (2.57)$$

Se alguma das condições na equação 2.54 não for satisfeita, o lote deverá ser rejeitado.

O método  $M$  para limites duplos com desvio padrão desconhecido é feito da mesma forma que o método  $M$  para limites duplos com variabilidade conhecida. Estima-se a fração de defeituosos  $\hat{p}_{LIE}$  e  $\hat{p}_{LSE}$  entrando na FIGURA 2.19 com  $z_{LIE}$  e  $z_{LSE}$ , a fração defeituosa  $p$  será a soma  $\hat{p}_{LIE} + \hat{p}_{LSE}$ . Determinam-se os valores de  $n$  e  $k$  para somente um limite de especificação com base nas condições  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  e na FIGURA 2.18 obtém-se o valor de  $M$ . O lote será aceito se  $\hat{p}_{LIE} + \hat{p}_{LSE} \leq M$ , de outra forma o lote será rejeitado.

Um resumo dos procedimentos utilizados na elaboração de planos para variáveis está apresentado nos QUADROS 2.4 e 2.5.

DESVIO PADRÃO CONHECIDO ( $p_1$ , $p_2$ , $\alpha$ e $\beta$ especificados)			
Um limite de especificação		Dois limites de especificação	
Método $k$	Método $M$	Método $k$	Método $M$
<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>n</math> e <math>k</math>:</li> </ul> $n = \left( \frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2} \right)^2$ $k = \frac{\left( z_1 - \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}} \right) + \left( z_2 + \frac{z_\beta}{\sqrt{n}} \right)}{2}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LIE:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{\sigma} \geq k</math>,</p> <p>aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LSE:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{\sigma} \geq k</math>,</p> <p>aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p> <p><b>Continua</b></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>n</math>, <math>k</math> e <math>M</math>:</li> </ul> $n = \left( \frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2} \right)^2$ $k = \frac{\left( z_1 - \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}} \right) + \left( z_2 + \frac{z_\beta}{\sqrt{n}} \right)}{2}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> $M = 1 - \Phi \left( k \sqrt{\frac{n}{n-1}} \right)$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LIE:</li> </ul> $Q_{LIE} = z_{LIE} \sqrt{\frac{n}{n-1}}$ $\hat{p}_{LIE} = 1 - \Phi(Q_{LIE})$ <p>Se <math>\hat{p}_{LIE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LSE:</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>n</math> e <math>k</math>:</li> </ul> $n = \left( \frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2} \right)^2$ $k = \frac{\left( z_1 - \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}} \right) + \left( z_2 + \frac{z_\beta}{\sqrt{n}} \right)}{2}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{\sigma} \geq k</math> e</p> $z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{\sigma} \geq k$ , <p>aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>n</math>, <math>k</math> e <math>M</math>:</li> </ul> $n = \left( \frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2} \right)^2$ $k = \frac{\left( z_1 - \frac{z_\alpha}{\sqrt{n}} \right) + \left( z_2 + \frac{z_\beta}{\sqrt{n}} \right)}{2}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> $M = 1 - \Phi \left( k \sqrt{\frac{n}{n-1}} \right)$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> $Q_{LIE} = z_{LIE} \sqrt{\frac{n}{n-1}}$ $\hat{p}_{LIE} = 1 - \Phi(Q_{LIE})$ $Q_{LSE} = z_{LSE} \sqrt{\frac{n}{n-1}}$ $\hat{p}_{LSE} = 1 - \Phi(Q_{LSE})$

<b>Conclusão</b>	$Q_{LSE} = z_{LSE} \sqrt{\frac{n}{n-1}}$ $\hat{p}_{LSE} = 1 - \Phi(Q_{LSE})$ <p>Se <math>\hat{p}_{LSE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>		<p>Se <math>\hat{p}_{LIE} + \hat{p}_{LSE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>
------------------	---	--	--

QUADRO 2.4 – SÍNTESE DOS PROCEDIMENTOS PARA SENTENCIAMENTO DE LOTES COM DESVIO PADRÃO CONHECIDO

FONTE: O autor (2009)

DESVIO PADRÃO DESCONHECIDO ( $p_1$ , $p_2$ , $\alpha$ e $\beta$ especificados)			
Um limite de especificação		Dois limites de especificação	
Método $k$	Método $M$	Método $k$	Método $M$
<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontrar <math>k</math> e <math>n</math>:</li> </ul> $k = \frac{z_\alpha z_2 + z_\beta z_1}{z_\alpha + z_\beta}$ $n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2}\right)^2$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Amostrar <math>n</math> itens e calcular:</li> </ul> $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \text{ e}$ $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LIE:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{s} \geq k</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LSE:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{s} \geq k</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontrar <math>k</math>, <math>n</math> e <math>M</math>:</li> </ul> $k = \frac{z_\alpha z_2 + z_\beta z_1}{z_\alpha + z_\beta}$ $n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2}\right)^2$ <p><math>M</math> com uso do nomograma da FIGURA 2.16.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Amostrar <math>n</math> itens e calcular:</li> </ul> $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \text{ e}$ $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LIE:</li> </ul> $\hat{p}_{LIE} = 1 - \Phi(z_{LIE})$ <p>Se <math>\hat{p}_{LIE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão para LSE:</li> </ul> $\hat{p}_{LSE} = 1 - \Phi(z_{LSE})$ <p>Se <math>\hat{p}_{LSE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>k</math>, <math>n</math> e <math>MSD</math>:</li> </ul> $k = \frac{z_\alpha z_2 + z_\beta z_1}{z_\alpha + z_\beta}$ $n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2}\right)^2$ <p>Buscar <math>M</math> no nomograma da FIGURA 2.16.</p> <p>Encontrar <math>x^*</math> como descrito nesta seção.</p> $k^* = -\frac{(1 - 2x^*)(n-1)}{\sqrt{n}}$ $MSD = \frac{LSE - LIE}{2k^*}$ <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> <p>Se <math>z_{LIE} = \frac{\bar{x} - LIE}{s} \geq k</math>, <math>z_{LSE} = \frac{LSE - \bar{x}}{s} \geq k</math> e <math>s \leq MSD</math> aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Encontre <math>n</math>, <math>k</math> e <math>M</math>:</li> </ul> $k = \frac{z_\alpha z_2 + z_\beta z_1}{z_\alpha + z_\beta}$ $n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{z_\alpha + z_\beta}{z_1 - z_2}\right)^2$ <p>Buscar <math>M</math> no nomograma da FIGURA 2.16.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Decisão:</li> </ul> $\hat{p}_{LIE} = 1 - \Phi(z_{LIE})$ $\hat{p}_{LSE} = 1 - \Phi(z_{LSE})$ <p>Se <math>\hat{p}_{LIE} + \hat{p}_{LSE} \leq M</math>, aceitar o lote; caso contrário, rejeitar.</p>

QUADRO 2.5 – SÍNTESE DOS PROCEDIMENTOS PARA SENTENCIAMENTO DE LOTES COM DESVIO PADRÃO DESCONHECIDO

FONTE: o autor (2009)

A conversão dos valores  $z_{LIE}$  e  $z_{LSE}$  em uma fração de defeituosos é feita usando-se a distribuição normal padrão e encontra-se a área sob a curva além dos pontos  $z_{LIE}$  e  $z_{LSE}$ , ou então, usa-se o nomograma da FIGURA 2.19. Os nomogramas apresentados aqui são de fácil utilização, porém os valores lidos são aproximados. No próximo capítulo será apresentado um estudo para obter os cálculos na construção de planos de amostragem por variáveis de forma mais precisa.

## 2.8 OUTRAS TÉCNICAS DE AMOSTRAGEM

### 2.8.1 Planos de amostragem em cadeia

Quando é necessário aplicar-se testes destrutivos ou a inspeção de determinado produto tem custo muito elevado, deve-se usar planos que exijam pequenas amostras. Geralmente eles são preferíveis. Na maioria das vezes estes planos têm número de aceitação zero. Mas planos com número de aceitação zero, são injustos para os fornecedores, pois a curva CO torna-se convexa e a probabilidade de aceitação para o lote cai rapidamente para uma fração de defeituosos do lote maior que zero. Além disso, o consumidor pode ter que verificar um grande número de lotes na inspeção de retificação considerados de qualidade aceitável. (MONTGOMERY, 2004)

Segundo Juran e Gryna (1993), os planos de amostragem em cadeia, também conhecidos com ChSP-1 (Chain Sampling Plan), podem substituir os planos de amostragem simples com número de aceitação zero. Um detalhe importante é que o lote que esta sendo inspecionado pode ser aceito mesmo com uma unidade defeituosa observada na amostra. Seu procedimento está descrito a seguir:

1. Em cada lote uma amostra de tamanho  $n$  é retirada e contado o número de defeituosos encontrados.
2. Se na amostra houver zero defeituosos, aceitar o lote; se na amostra houver dois ou mais defeituosos, rejeitar o lote; e se houver um defeituoso na

amostra; aceitar o lote com a condição de que nos  $i$  lotes anteriores não tenham sido encontrados defeituosos.

A amostragem em cadeia altera o traço da curva CO para valores da fração defeituosa próximos de zero. Assim, a probabilidade de aceitação para lotes com fração defeituosa pequena será maior que num plano de amostragem simples. Na prática os valores de  $i$  variam entre três e cinco, pois para estes valores a curva CO de planos ChSP-1 é aproximadamente a curva CO para um plano de amostragem simples. Para construção da curva CO de um ChSP-1 utiliza-se a equação:

$$P_a = P(0, n) + P(1, n)[P(0, n)]^i \quad (2.58)$$

onde

$$P(d, n) = \frac{n!}{d!(n-d)!} p^d (1-p)^{n-d}$$

é a probabilidade de se obter  $d$  defeituosos em uma amostra de tamanho  $n$ .

Conforme Montgomery (2004), algumas condições devem ser verificadas quando é feito uso da amostragem em cadeia:

1. Os lotes devem ser fabricados de forma repetitiva sob as mesmas condições, vir de um processo de produção contínua e chegar à inspeção de aceitação na mesma ordem de sua fabricação.
2. Espera-se que os lotes não tenham grandes variações na sua qualidade.
3. Não deve haver suspeitas de qualidade inferior do lote atual comparado a lotes imediatamente precedentes.
4. Há bom histórico de qualidade do processo do fornecedor.

Deve haver confiança, por parte da equipe de inspeção, de que um fornecedor com bom histórico de qualidade não envie um lote ruim sabendo que seus produtos têm boa probabilidade de serem aceitos.

### 2.8.2 Planos de amostragem contínua

Os planos de amostragem contínua são aplicados na produção de itens individuais do produto em um fluxo contínuo. A decisão de aceitar ou rejeitar é

tomada para cada item inspecionado. Estes planos consistem em sequências alternadas de inspeção 100% e inspeção por amostragem, dependendo da qualidade do produto. (FEIGENBAUM, 1994)

Ainda por Feigenbaum (1994), o plano de amostragem contínua originalmente chamado de CSP-1 (Continuous Sampling Plan), foi desenvolvido por Harold F. Dodge (1943) e indexado pelo LQSM. No início da atividade de inspeção, todos os item produzidos são inspecionados. Continua-se a inspeção até que um número de liberação  $i$  seja encontrado, isto é, até que certo número de itens não defeituosos consecutivos seja atingido. Neste momento, a inspeção completa deve ser interrompida e somente uma fração  $f$  das unidades deve ser inspecionada. Ao se detectar um item não-conforme a inspeção 100% é imediatamente retomada e continua até que  $i$  itens sucessivos não defeituosos sejam encontrados.

Para Montgomery (2004), as unidades amostrais de produtos são tomadas uma de cada vez do fluxo de produção de forma aleatória. Todas as unidades consideradas defeituosas são substituídas por unidades perfeitas ou são retrabalhadas.

O procedimento que descreve a aplicação de um plano CSP-1 está ilustrado na FIGURA 2.18 e a TABELA 2.5 mostra vários valores de  $i$  e  $f$  de planos CSP-1 para um LQSM especificado.

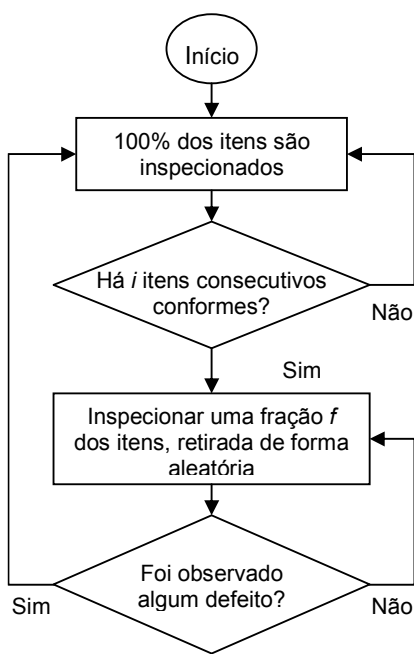


FIGURA 2.20 – ESQUEMA PLANOS CSP-1

FONTE: MONTGOMERY (2004)

TABELA 2.5 – VALORES DE  $i$  PARA PLANOS CSP-1

$f$	LQSM (%)												
	0,018	0,033	0,046	0,074	0,113	0,143	0,198	0,33	0,53	0,79	1,22	1,90	2,90
$\frac{1}{2}$	1540	840	600	375	245	194	140	84	53	36	23	15	10
$\frac{1}{3}$	2550	1390	1000	620	405	321	232	140	87	59	38	25	16
$\frac{1}{4}$	3340	1820	1310	810	530	420	303	182	113	76	49	32	21
$\frac{1}{5}$	3960	2160	1550	965	630	498	360	217	135	91	58	38	25
$\frac{1}{7}$	4950	2700	1940	1205	790	623	450	270	168	113	73	47	31
$\frac{1}{10}$	6050	3300	2370	1470	965	762	550	335	207	138	89	57	38
$\frac{1}{15}$	7390	4030	2890	1800	1180	930	672	410	255	170	108	70	46
$\frac{1}{25}$	9110	4970	3570	2215	1450	1147	828	500	315	210	134	86	57
$\frac{1}{50}$	11730	6400	4590	2855	1870	1477	1067	640	400	270	175	110	72
$\frac{1}{100}$	14320	7810	5600	3485	2305	1820	1302	790	500	330	215	135	89
$\frac{1}{200}$	17420	9500	6810	4235	2760	2178	1583	950	590	400	255	165	106

FONTE : STEPHENS (1995)

Montgomery (2004) afirma que não é recomendado escolher para  $f$  valores menores que a fração  $1/200$ , porque para um processo de produção contínua de má qualidade a proteção fornecida será muito baixa.

O número de itens que passarão por inspeção 100% até a ocorrência de um item defeituoso é dado por:

$$u = \frac{1 - q^i}{pq^i} \quad (2.59)$$

onde  $p$  é a fração defeituosa do processo quando o este está sob controle,  $q = 1 - p$  e  $i$  o número de itens consecutivos sem defeitos do produto. O número médio de itens submetidos ao procedimento de inspeção antes que uma unidade defeituosa seja encontrada é igual a:

$$v = \frac{1}{fp} \quad (2.60)$$

onde  $f$  é a fração de unidades inspecionadas.

A fração média inspecionada do total de itens produzidos em uma longa sequência é encontrada pela equação

$$FMI = \frac{u + fv}{u + v} \quad (2.61)$$

A fração média de itens produzidos colocada sob o procedimento de amostragem é dada por:

$$P_a = \frac{v}{u + v} \quad (2.62)$$

Já a curva CO para um plano de amostragem contínua é desenhada plotando os valores de  $P_a$  em função de  $p$ . Esta curva representa o percentual de unidades colocadas sob inspeção por amostragem. Diferentemente de planos lote a lote onde a curva CO representa o percentual de lotes colocados sob inspeção por amostragem.

De acordo com Feigenbaum (1993), para reduzir a alternância entre inspeção completa e amostragem em processos de produção contínua foram criados, posteriormente, por Harold F. Dodge os planos designados por CSP-2 e CSP-3. No CSP-2, assim como no CSP-1,  $i$  itens conformes devem ser observados na inspeção 100% antes de dar início à amostragem. Mas ao contrário do que acontece no CSP-1, a inspeção completa não é iniciada imediatamente quando um item defeituoso é encontrado. A inspeção 100% é aplicada somente se uma segunda unidade defeituosa for encontrada nas próximas  $i$  unidades inspecionadas. Contudo se nenhum item defeituoso for encontrado o procedimento de amostrar sem inspeção completa será mantido.

Planos CSP-3 são muito parecidos com planos CSP-2, mas seu objetivo é fornecer proteção adicional contra produção irregular, ou seja, proteção contra uma sequência de itens não-conformes. O CSP-3 tem início da mesma forma que o CSP-2. Quando o primeiro item não-conforme for encontrado na inspeção por amostragem, as quatro unidades seguintes serão inspecionadas. Se qualquer um desses quatro itens apresentar não-conformidade, a inspeção 100% é instalada. Se todos os quatro itens forem conformes, estes serão contados como itens bons na continuidade do procedimento.

### 2.8.3 Planos de amostragem *skip-lot*

Nos planos de amostragem *skip-lot*, também conhecidos como planos de amostragem com omissão de lotes, a inspeção é feita lote a lote, em vez de inspecionar unidades individuais, mas apenas uma fração dos lotes submetidos à inspeção é inspecionada. Esses planos devem ser usados quando a qualidade do produto é muito boa, e se tem grande interesse em reduzir a quantidade total de inspeção (JURAN; GRYNA, 1993).

Segundo Martins (2002), o procedimento para planos *skip-lot* é o seguinte: se o fornecedor tiver um histórico de muito boa qualidade e processo estável, depois de determinada quantidade de lotes aceitos sucessivamente apenas uma fração desses lotes será inspecionada. Essa fração poderá ser reduzida se o fornecedor mantiver seu nível de qualidade, reduzindo assim os custos de inspeção. Se um lote for rejeitado a inspeção volta a ser aplicada a todos os lotes.

Conforme Montgomery (2004), os planos *skip-lot* foram apresentados inicialmente por Harold F. Dodge em 1956. Esses planos requeriam uma análise única para verificar a aceitabilidade ou não do lote e ficaram conhecidos como SkSP-1 (*Skip-Lot Sampling Plans*). Nos planos com omissão de lotes chamados SkSP-2, o lote sob inspeção é amostrado seguindo um determinado plano de inspeção de lotes por atributo chamado plano de amostragem de referência e seguem as seguintes condições:

1. Iniciar com inspeção normal, utilizando o plano de amostragem de referência. Todo o lote deve ser inspecionado nesse estágio de operação do plano.
2. Após  $i$  consecutivos lotes aceitos na inspeção normal, mudar para inspeção *skip-lot* passando a inspecionar apenas uma fração  $f$  dos lotes recebidos.
3. Se um lote for rejeitado na inspeção *skip-lot*, retorna-se à inspeção normal.

Os planos SkSP-2 tem como parâmetro os valores  $i$  e  $f$ . Geralmente o número de liberação  $i$  é um inteiro maior que zero, e a fração amostral  $f$  é um valor entre zero e um,  $0 < f < 1$ . Quando  $f$  tem valor 1 o plano de amostragem *skip-lot* passa a ser o plano de referência utilizado anteriormente ao *skip-lot*. A probabilidade de aceitação em planos com omissão de lotes SkSP-2 é dada pela expressão:



$$P_a(f, i) = \frac{fP + (1-f)P^i}{f + (1-f)P^i} \quad (2.63)$$

onde  $P$  é a probabilidade de aceitação de um lote no plano de amostragem de referência.

Tomando  $F$  como a fração média de lotes amostrados e  $TAM(R)$  o tamanho amostral médio exigido pelo plano de referência, o tamanho amostral médio de um plano *skip-lot* é determinado por:

$$TAM(SkSP) = TAM(R)F \quad (2.64)$$

e a fração  $F$  pode ser obtida usando-se:

$$F = \frac{f}{(1-f)P^i + f} \quad (2.65)$$

Sendo que  $F$  é um número entre zero e um, ou seja,  $0 < F < 1$ . Portanto, tem-se:

$$TAM(SkSP) < TAM(R)F \quad (2.66)$$

mostrando que a amostragem com omissão de lotes tem tamanho amostral médio menor quando comparado a um plano de amostragem de lotes por atributo.

Martins (2002) destaca que o uso de planos *skip-lot* somente deve ser feito quando o histórico da qualidade do fornecedor for muito bom, o processo de produção do fornecedor está sob controle estatístico e o índice de capacidade do processo é alto. E ainda afirma que os planos de *skip-lot* têm sido amplamente empregados por empresas de todo o mundo. Esses planos trazem bons resultados e são muito úteis no uso de inspeção reduzida.

## 2.9 CAPACIDADE DO PROCESSO

No desenvolvimento de um produto os envolvidos no projeto (engenheiros de produção, cliente, desenhistas, etc.) determinam os limites de especificação que são necessários para controlar a média e a variabilidade do processo produtivo.

A FIGURA 2.2.1 mostra um processo com distribuição Gaussiana com média  $\mu$  e desvio padrão  $\sigma$ . Em (a) tanto a média quanto o desvio padrão estão controlados nos seus valores nominais  $\mu_0$  e  $\sigma_0$ . Isso faz com que a maior parte dos

itens produzidos esteja dentro dos limites de especificação. Em (b) o processo está descentrado, isto é, a média não está no seu valor nominal. O que resulta em maior fração de defeituosos. Já em (c) apesar da média estar centrada, a variabilidade do processo é maior do que aquela tomada como nominal ( $\sigma_1 > \sigma_0$ ). Dessa forma, a fração de defeituosos também será maior. (MONTGOMERY, 2004)

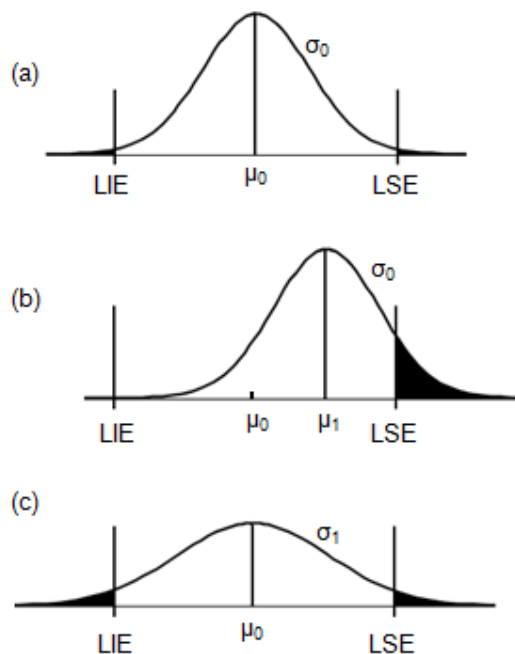


FIGURA 2.21 – COMPORTAMENTO DA MÉDIA E DO DESVIO PADRÃO DO PROCESSO

FONTE: Adaptado de MONTGOMERY (2004)

O desempenho de um processo pode ser avaliado pela sua capacidade de produzir dentro dos limites de especificação. Para medir esse desempenho faz-se uso das razões da capacidade de um processo (RCP). As razões de capacidade são:  $C_p$ ,  $C_{pk}$  e  $C_{pkm}$ :

- $C_p$  (Capacidade potencial): este índice representa quantitativamente a capacidade de um processo. O  $C_p$  é obtido por:

$$C_p = \frac{LSE - LIE}{6\sigma} \quad (2.67)$$

Segundo Costa, Epprecht e Carpinetti (2005) quanto maior o valor de  $C_p$ , mais o processo produz conforme as especificações. O índice  $C_p$  só deve ser usado

quando a média do processo estiver no ponto médio das especificações (média nominal), pois este índice não é sensível a mudanças na média do processo.

O índice  $C_p$  é muito utilizado na indústria. Normalmente  $\sigma$  não é conhecido, então esse índice é estimado substituindo  $\sigma$  pelo desvio padrão amostral  $s$ . Os valores calculados para  $C_p$  têm a seguinte interpretação:

- Quando  $C_p \geq 1$  indica processo capaz;
  - Quando  $C_p < 1$  indica processo incapaz.
- $C_{pk}$  (Capacidade real): com este índice obtém-se de forma mais adequada a capacidade do processo, pois o  $C_{pk}$  leva em conta a centralização do processo. Esta razão da capacidade de um processo considera o valor da capacidade mais próximo da média do processo. O valor de  $C_{pk}$  é o mínimo das capacidades unilaterais, e pode ser obtido pela fórmula:

$$C_{pk} = \text{Min}(C_{ps}, C_{pi}) \quad (2.68)$$

onde

$$C_{pi} = \frac{\mu - LIE}{3\sigma} \quad (2.69)$$

$$C_{ps} = \frac{LSE - \mu}{3\sigma} \quad (2.70)$$

Quando o processo está centrado tem-se  $C_{pk} = C_p$ . Por outro lado, quando  $C_{pk} < C_p$  o processo apresenta descentralidade. Um inconveniente encontrado em  $C_{pk}$  é que este índice torna-se muito grande quando  $\sigma$  tende para zero, tomando algum valor fixo de  $\mu$  entre os limites de especificação. Isso não acontece com o índice  $C_{pkm}$ .

- $C_{pkm}$  ou  $C_{pm}$ : muito superior aos demais, este índice além de considerar a variabilidade do processo, também leva em conta a localização da média em relação ao ponto médio das especificações. Sua fórmula é dada por:

$$C_{pkm} = \frac{LSE - LIE}{6\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \quad (2.71)$$

Na equação acima,  $T$  representa o alvo (média nominal) e  $\sigma^2 + (\mu - T)^2$  é chamado de Erro Quadrático Médio (EQM). Quando não são conhecidos os parâmetros  $\mu$  e  $\sigma$ , estes são estimados pela amostra. Os valores de  $C_{pk}$  e  $C_{pkm}$  são iguais a  $C_p$  quando o processo está centrado ( $\mu = T$ ) e decrescem quando  $|\mu - T|$  aumenta.

## 2.10 TESTE DE ADERÊNCIA KOLMOGOROV-SMIRNOV

O teste de aderência Kolmogorov-Smirnov (teste K-S) é indicado somente quando a distribuição de probabilidade é contínua como, por exemplo, a distribuição normal ou Gaussiana.

Embora na sua forma original em que todos os parâmetros devem ser conhecidos, o teste K-S tem sido frequentemente utilizado em distribuições contínuas com parâmetros estimados e em distribuições discretas. (LAW E KELTON, 2000)

Conforme Trivedi (2002), quando o teste K-S é aplicado com parâmetros estimados ou quando a distribuição em análise é discreta, o teste produz resultados conservadores. Então, a probabilidade de se cometer um erro do tipo I (rejeitar a hipótese  $H_0$  sendo esta verdadeira) não será maior que o nível de significância do teste (representado por  $\alpha$ ). No entanto, há um aumento na probabilidade de se cometer um erro do tipo II (aceitar  $H_0$  sendo esta falsa).

No teste K-S inicialmente ordena-se a amostra na forma  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ . Em seguida, os valores empíricos da função de distribuição amostral são encontrados por:

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \leq x_1 \\ 1/n, & \text{se } x_i \leq x \leq x_{i+1} \\ 1, & \text{se } x_n \leq x \end{cases} \quad (2.72)$$

Segundo Law e Kelton (2000), a estatística  $D_n$  para o teste K-S é representada pela distância vertical entre a distribuição empírica  $F_n$  e a distribuição que, supostamente, adere aos dados  $F$ , para cada elemento da amostra. Tomando uma amostra de tamanho  $n$  a estatística para o teste é calculado pelas equações:

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \frac{1}{n} - F(X_i) \right\} \quad (2.73)$$

e

$$D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ F(X_i) - \frac{i-1}{n} \right\} \quad (2.74)$$

Por fim, a estatística  $D_n$  deve ser encontrada por:

$$D_n = \max_{1 \leq i \leq n} \{D_n^+, D_n^-\} \quad (2.75)$$

A TABELA 2.6 mostra a realização do teste K-S para verificar a aderência da distribuição Gaussiana com parâmetros  $\mu$  e  $\sigma$  submetendo uma amostra com dez elementos e nível de significância de 5% ( $\alpha = 0,05$ ). Os valores críticos da estatística  $D_n$  estão na TABELA 2.7.

TABELA 2.6 – EXEMPLIFICAÇÃO TESTE DE ADERÊNCIA K-S

i	Amostra $x_i$ ordenada	$F_n(x)$ Acumulada	$F(x)$ Acumulada	$D^+$	$D^-$
1	5,7979	0,1	0,1142	0,0142	0,1142
2	5,7984	0,2	0,1149	0,0851	0,0149
3	5,8516	0,3	0,1969	0,1031	0,0031
4	5,8823	0,4	0,2574	<b>0,1426</b>	0,0426
5	5,9737	0,5	0,4789	0,0211	0,0789
6	5,9904	0,6	0,5224	0,0776	0,0224
7	6,0476	0,7	0,6667	0,0333	0,0667
8	6,0655	0,8	0,7081	0,0919	0,0081
9	6,1598	0,9	0,8782	0,0218	0,0782
10	6,2508	1	0,9610	0,0390	0,0610

FONTE: O autor (2009)

TABELA 2.7 – VALORES CRÍTICOS DA ESTATÍSTICA  $D_n$  DO TESTE K-S

Tamanho da amostra $n$	$\alpha= 0,20$	$\alpha= 0,10$	$\alpha= 0,05$	$\alpha= 0,02$	$\alpha= 0,01$
1	0,900	0,950	0,975	0,990	0,995
2	0,684	0,776	0,842	0,900	0,929
3	0,565	0,636	0,708	0,785	0,829
4	0,493	0,565	0,624	0,689	0,734
5	0,447	0,509	0,563	0,627	0,669
6	0,410	0,468	0,519	0,577	0,617
7	0,381	0,436	0,483	0,538	0,576
8	0,358	0,410	0,454	0,407	0,542
9	0,339	0,387	0,430	0,480	0,513
10	0,323	0,369	0,409	0,457	0,489
11	0,308	0,352	0,391	0,437	0,468
12	0,296	0,338	0,375	0,419	0,449
13	0,285	0,325	0,361	0,404	0,432
14	0,275	0,314	0,349	0,390	0,418
15	0,266	0,304	0,338	0,377	0,404
16	0,258	0,295	0,327	0,366	0,392
17	0,250	0,286	0,318	0,355	0,381
18	0,244	0,279	0,309	0,346	0,371
19	0,237	0,271	0,301	0,337	0,361
20	0,232	0,265	0,294	0,329	0,352
25	0,208	0,238	0,264	0,295	0,317
30	0,190	0,218	0,242	0,270	0,290
35	0,177	0,202	0,224	0,251	0,269
> 35	$1,07/\sqrt{n}$	$1,22/\sqrt{n}$	$1,36/\sqrt{n}$	$1,52/\sqrt{n}$	$1,63/\sqrt{n}$

FONTE: Adaptado de TRIVEDI (2002)

Nota-se na TABELA 2.6 que  $D_{10} = \max_{1 \leq i \leq 10} \{D_{10}^+, D_{10}^-\} = 0,1426$ . O valor crítico da estatística para K-S com  $\alpha = 0,05$  é encontrado na TABELA 2.7, onde  $D_{10;0,05} = 0,409$ . Como  $D_{10} \leq D_{10;0,05}$ , aceita-se a hipótese de Gaussianidade da amostra em questão. Se  $D_{10} > D_{10;0,05}$  a hipótese de Gaussianidade seria rejeitada.

### 3 NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E ANSI/ASQ Z1.9

#### 3.1 NORMA ANSI/ASQ Z1.4

Durante a Segunda Guerra Mundial, em 1942, o exército norte-americano utilizou tabelas de inspeção por amostragem para atributos com planos simples e duplos construídas pela Universidade de Columbia em Nova Iorque. Em 1944, a marinha americana adotou planos de amostragem sequencial, mantidos em segredo até o término da Guerra. Essas tabelas foram base para a primeira norma publicada pelo departamento de defesa americano chamada JAN-STD-105 (*Joint Army-Navy Service Forces Tables*), em fevereiro de 1949. Em setembro de 1950, a norma JAN-STD-105 foi revista e adotada pelo governo americano como MIL-STD-105A (*Military Standard 105A*). (LOURENÇO FILHO, 1989)

A norma MIL-STD-105A sofreu quatro revisões desde a sua publicação. A mais recente revisão aconteceu em 1992, chamada revisão E. Essa norma tornou-se um padrão para toda a indústria e vem sendo utilizada em vários países. Em 1973 foi adotada pela *International Organization for Standardization* com o nome de ISO 2859. No Brasil, foi adotada em 1977 pela Associação Brasileira de Normas técnicas – ABNT e chamada de NBR-5426: Planos de Amostragem e Procedimentos na Inspeção por Atributos. (SIQUEIRA, 1997)

Conforme Montgomery (2004), o padrão MIL-STD-105E é uma coleção de esquemas de amostragem. Um esquema de amostragem é uma estratégia global que especifica como os planos amostrais devem ser empregados. Atualmente, este padrão é o sistema de amostragem para atributos mais utilizado mundialmente. Este padrão teve sua versão civil publicada em 1971 pelo Instituto Americano de Padrões (*American National Standards Institute and American Society for Quality Control*), conhecida como ANSI/ASQ Z1.4 – *Sampling Procedures and Tables for Inspection by Attributes*.

Todas as normas derivadas do padrão MIL-STD-105 apresentadas aqui são semelhantes. Ao longo de suas revisões foram feitas algumas alterações como:

- Melhoria na redação de alguns parágrafos;
- Introdução da seção sobre a proteção de qualidade do lote isolado;

- Melhor concordância das curvas CO dos planos de amostragem simples, dupla e múltipla;
- Simplificação das regras de mudança entre as inspeções normal, severa e reduzida;
- Reconhecimento do conceito de Limite de Qualidade Média Resultante como medida para proteção do consumidor;
- Inclusão de quadros da Qualidade Limite;
- Redução da quantidade de níveis especiais de inspeção para quatro;
- Eliminação de planos com número de aceitação muito altos

Contudo, os quadros mantiveram-se inalterados. Então, todo estudo feito neste trabalho sobre a norma ANSI/ASQ Z1.4 com respeito aos quadros e procedimentos serão os mesmos para a norma militar MIL-STD-105 e normas derivadas desta.

Segundo Siqueira (1997), a ANSI/ASQ Z1.4 é utilizada para regulamentar a relação produtor-consumidor no que diz respeito ao fornecimento de produtos e serviços, devendo ser citada nos contratos ou nas especificações. Os planos nela descritos são aplicáveis na inspeção de produtos acabados, componentes, matérias-primas, operações, materiais em processamento, materiais estocados, operação de manutenção, procedimentos administrativos, relatórios e dados. Os planos são utilizados para inspeção de lotes de produção contínua e também na inspeção de lotes isolados, devendo observar se o plano oferece a proteção desejada.

Os planos contidos na norma ANSI/ASQ Z1.4 são indexados pelo NQA, que variam de 0,10% a 10% para planos de percentual de defeituosos. Para planos de defeitos por unidades, a norma dispõe de NQAs que vão de 15 a 1000 defeitos por 100 unidades. A faixa de NQAs que está abaixo do nível 15 também pode ser utilizada pra controlar o nível de defeitos por unidade.

Segundo Duncan (1986), o NQA e o tamanho da amostra  $n$  variam em unidades logarítmicas. Há uma relação constante de  $10^{1/5}$  entre eles. Começando com um NQA de 1%, os próximos níveis a direita serão:  $1 \times 10^{1/5} = 1,5849$ ;  $1,5849 \times 10^{1/5} = 2,5119$ ; 3,9811; 6,3096; 10; 15,8489; 25,1189; 39,8107; ...; 1000. Para níveis a esquerda de 1%:  $1 / 10^{1/5} = 0,6309$ ; 0,3981; 0,2512; 0,1585; ...; 0,010. Os tamanhos das amostras são encontrados da mesma forma, começando com duas unidades e multiplicando por  $10^{1/5}$ . Os valores dos NQAs são arredondados para



0,010; 0,015; 0,025; 0,040; 0,065; 0,10; 0,15; 0,25; 0,40; 0,65; 1,0; 1,5; 2,5; 4,0; 6,5; 10; 15; 25; 40; 65; 100; 150; 250; 400; 650 e 1000. E os tamanho das amostras arredondados para: 2, 3, 5, 8, 13, 20, 32, 50, 80, 125, 200, 315, 500, 800, 1250 e 2000. Valores diferentes para o NQA e para  $n$  podem ser encontrados alterando a distância logarítmica  $1/w$  em  $10^{1/w}$ .

### 3.1.1 Definições

Algumas definições são necessárias para a utilização da norma além das já apresentadas no capítulo anterior e são descritas no texto da própria norma:

- **Nível de qualidade aceitável (NQA):** Máxima porcentagem de não-conformes ou número máximo de não-conformidades por cem unidades. É o nível de qualidade considerado satisfatório como média do processo que produz os lotes. Na última revisão da norma ANSI/ASQ Z1.4, em 2003, passou a se chamar Limite da Qualidade de Aceitação (*Acceptance quality limit - AQL*).
- **Nível de inspeção:** O nível de inspeção fixa a relação entre o tamanho do lote e o tamanho da amostra. Encontram-se na norma três níveis gerais de inspeção: I, II e III. O nível de inspeção deve ser especificado pela autoridade responsável. Normalmente a inspeção inicia-se com nível II, conhecido como nível normal. Quando for necessário maior discriminação do plano, poderá ser utilizada a inspeção nível III. Já a inspeção nível I é aplicada quando se deseja menor discriminação do plano. O nível III requer cerca de duas vezes a quantidade de inspeção do nível II. Já o tamanho da amostra para o nível I é menor do que para o nível II. Além destes níveis, existem outros quatro níveis especiais de inspeção chamados S-1, S-2, S-3 e S-4. Estes são utilizados quando houver necessidade de pequenos tamanhos de amostras e grandes riscos de amostragem são tolerados.
- **Código alfabético:** O código alfabético indica o tamanho da amostra. Este código é encontrado no QUADRO 3.1 onde é cruzada a linha do tamanho do lote com a coluna do nível de inspeção. O plano de amostragem é obtido

utilizando o código alfabético e o NQA nos QUADROS 3.2 à 3.7, observando o quadro com tipo de plano de amostragem desejado (simples, duplo ou múltiplo).

- Regimes de inspeção: Três regimes de inspeção são dados pela norma ANSI/ASQ Z1.4: normal, severa e reduzida. A inspeção normal é utilizada ao iniciar a atividade de inspeção. A inspeção severa é aplicada quando a qualidade do produto apresentado pelo fornecedor deteriorou. E a inspeção reduzida é instituída quando o recente histórico de qualidade do vendedor tem se apresentado muito bom.

### 3.1.2 Critérios para mudança de inspeção

A norma ANSI/ASQ Z1.4 (2003) prevê um procedimento de mudança entre os níveis de inspeção normal, severa e reduzida. Este procedimento está descrito a seguir e mostrado na FIGURA 3.1.

1. Normal para severa: quando a inspeção normal estiver em curso, a inspeção severa será estabelecida se dois de cinco lotes consecutivos tiverem sido rejeitados na inspeção original (primeira inspeção realizada no lote).
2. Severa para normal: quando a inspeção severa estiver em efeito, a inspeção normal será instituída quando cinco lotes consecutivos tiverem sido aceitos na inspeção original.
3. Normal para reduzida: quando a inspeção normal estiver sendo aplicada, a inspeção reduzida será estabelecida desde que todas as condições seguintes sejam satisfeitas:
  - a) Os dez lotes anteriores estavam sob inspeção normal e nenhum deles foi rejeitado na inspeção original;
  - b) O número de itens não-conformes nas amostras dos 10 lotes anteriores é menor ou igual ao número limite aplicável determinado na norma;
  - c) A produção está sendo feita com regularidade, ou seja, não há nenhum problema como: avaria de máquina, escassez de material, etc.
  - d) A inspeção reduzida é considerada desejável pela autoridade responsável.

4. Reduzida para normal: quando a inspeção reduzida estiver em curso, a inspeção normal será estabelecida, se qualquer uma das seguintes situações ocorrer:
- Um lote for rejeitado;
  - Ao término da inspeção nem o critério de aceitação nem o critério de rejeição tenha sido satisfeito. O lote é aceito e a inspeção normal é restabelecida já para o próximo lote.
  - A produção tornou-se irregular ou está atrasada;
  - Outras condições justifiquem o restabelecimento da inspeção normal.
5. Interrupção da inspeção: Se 5 lotes consecutivos forem rejeitados sob inspeção severa, a inspeção sob as condições da norma ANSI/ASQ Z1.4 deve ser interrompida até que ações sejam aplicadas para melhorar a qualidade dos lotes apresentados pelo fornecedor.

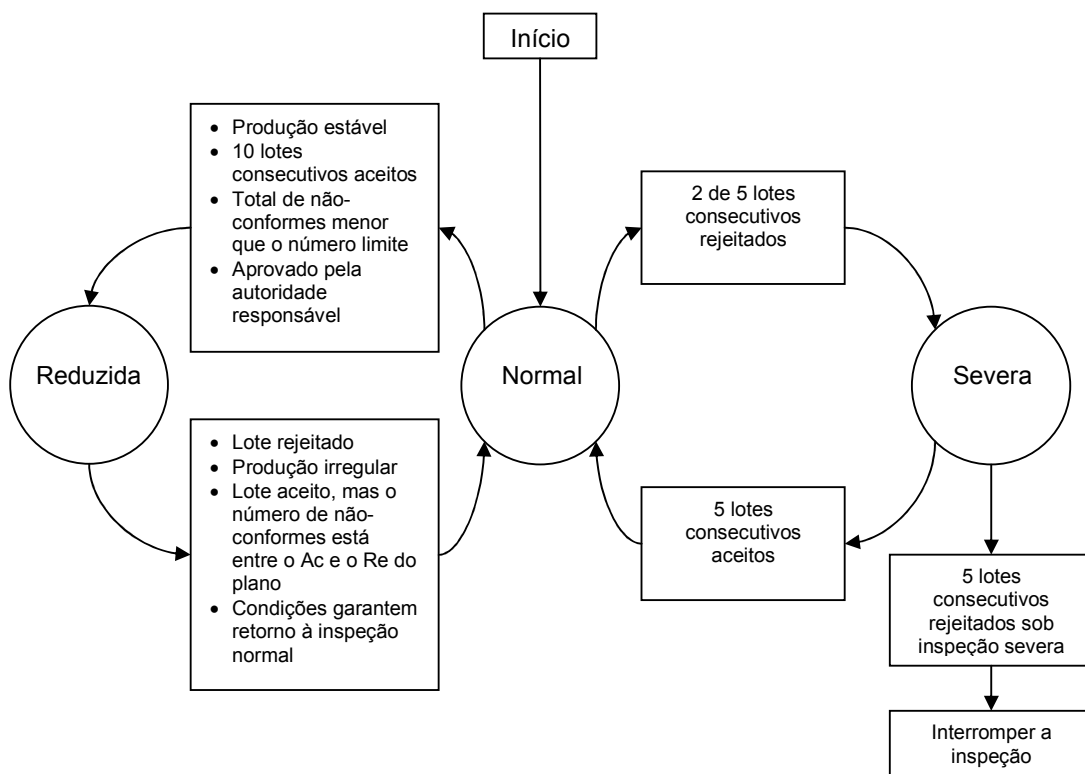


FIGURA 3.1 – REGRAS PARA MUDANÇA DE INSPEÇÃO

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

### 3.1.3 Procedimentos

Montgomery (2004) descreve um procedimento para utilização dos quadros da norma ANSI/ASQ Z1.4 para definir planos amostrais. Os passos são os seguintes:

1. Escolher o NQA.
2. Determinar o tamanho do lote.
3. Encontrar o código alfabético do tamanho amostral.
4. Determinar se o tipo de amostragem será simples, dupla ou múltipla.
5. Buscar no quadro apropriado o plano a ser utilizado.
6. Determinar os planos de inspeção severa e reduzida correspondentes para, se necessário, serem aplicados.

Os códigos alfabéticos dos tamanhos de amostras são apresentados no quadro abaixo.

Tamanho do Lote	Níveis de Inspeção Especiais				Níveis de Inspeção Gerais		
	S-1	S-2	S-3	S-4	I	II	III
2 a 8	A	A	A	A	A	A	B
9 a 15	A	A	A	A	A	B	C
16 a 25	A	A	B	B	B	C	D
26 a 50	A	B	B	C	C	D	E
51 a 90	B	B	C	C	C	E	F
91 a 150	B	B	C	D	D	F	G
151 a 280	B	C	D	E	E	G	H
281 a 500	B	C	D	E	F	H	J
501 a 1200	C	C	E	F	G	J	K
1201 a 3200	C	D	E	G	H	K	L
3201 a 10000	C	D	F	G	J	L	M
10001 a 35000	C	D	F	H	K	M	N
35001 a 150000	D	E	G	J	L	N	P
150001 a 500000	D	E	G	J	M	P	Q
500001 ou mais	D	E	H	K	N	Q	R

QUADRO 3.1 – CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA O TAMANHO DA AMOSTRA

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Sample size code letter	Sample size	Acceptance Quality Limits, $AQL_s$ , in Percent Nonconforming Items and Nonconformities per 100 Items (Normal Inspection)																									
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000
		Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re
A	2	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
B	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
C	5	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
D	8	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
E	13	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
F	20	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
G	32	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
H	50	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
J	80	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
K	125	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
L	200	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
M	315	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
N	500	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
P	800	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Q	1250	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
R	2000	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓

↓ = Use the first sampling plan below the arrow. If sample size equals, or exceeds, lot size, carry out 100 percent inspection.

↕ = Use the first sampling plan above the arrow.

Ac = Acceptance number.

Re = Rejection number.

### QUADRO 3.2 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO NORMAL

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Sample size code letter	Sample size	Acceptance Quality Limits (tightened inspection)																									
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000
		Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re
A	2	↓																									
B	3	↓																									
C	5	↓																									
D	8	↓																									
E	13	↓																									
F	20	↓																									
G	32	↓																									
H	50	↓																									
J	80	↓																									
K	125	↓																									
L	200	↓																									
M	315	↓																									
N	500	↓																									
P	800	↓																									
Q	1250	↓																									
R	2000	↓																									
S	3150	↓																									

↓ = Use first sampling plan below arrow. If sample size equals or exceeds lot or batch size, do 100 percent inspection.

↑ = Use first sampling plan above arrow.

Ac = Acceptance number.

Re = Rejection number.

### QUADRO 3.3 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO SEVERA

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Sample size code letter	Sample size	Acceptance Quality Limits (reduced inspection) <sup>†</sup>																
		0,010	0,015	0,025	0,040	0,065	0,10	0,15	0,25	0,40	0,65	1,00	1,50	2,50	4,00	6,50	10,00	15,00
		Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re
A	2	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
B	2	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
C	2	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
D	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
E	5	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
F	8	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
G	13	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
H	20	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
J	32	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
K	50	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
L	80	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
M	125	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
N	200	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
P	315	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
Q	500	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
R	800	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓

↓ = Use first sampling plan below arrow. If sample size equals or exceeds lot or batch size, do 100 percent inspection.

↑ = Use first sampling plan above arrow.

Ac = Acceptance number.

Re = Rejection number.

† = If the acceptance number has been exceeded, but the rejection number has not been reached, accept the lot, but reinstate normal inspection (see 10.1.4).

#### QUADRO 3.4 – PLANOS DE AMOSTRAGEM SIMPLES PARA INSPEÇÃO REDUZIDA

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Sample size code letter		Sample size	Cumulative sample size	Acceptance Quality Limits (normal inspection)																							
				0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000			
A	First	2	2	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	2	4	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
B	First	3	3	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	3	6	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
C	First	5	5	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	5	10	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
D	First	8	8	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	8	16	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
E	First	13	13	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	13	26	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
F	First	20	20	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	20	40	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
G	First	32	32	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	32	64	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
H	First	50	50	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	50	100	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
I	First	80	80	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	80	160	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
J	First	125	125	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	125	250	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
K	First	200	200	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	200	400	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
L	First	315	315	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	315	630	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
M	First	500	500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	500	1000	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
N	First	800	800	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	800	1600	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
O	First	1250	1250	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	1250	2500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			

↓ = Use first sampling plan below arrow. If sample size equals or exceeds lot or batch size, do 100 percent inspection.

↑ = Use first sampling plan above arrow.

Ac = Acceptance number.

Re = Rejection number.

\* = Use corresponding single sampling plan.

+ = Use corresponding single sampling plan or double sampling plan for code letter B below.

### QUADRO 3.5 – PLANOS DE AMOSTRAGEM DUPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)



Sample size		Acceptance Quality Limits (normal inspection)																							
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000			
Sample letter	Sample size	Cumulative	sample size	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re	Ac	Re		
A																									
	B																								
	C																								
D	First	2	2																						
	Second	3	4																						
	Third	4	6																						
	Fourth	5	8																						
	Fifth	6	10																						
	Sixth	7	12																						
	Seventh	8	14																						
E	First	3	3																						
	Second	4	6																						
	Third	5	9																						
	Fourth	6	12																						
	Fifth	7	15																						
	Sixth	8	18																						
	Seventh	9	21																						
F	First	5	5																						
	Second	6	10																						
	Third	7	15																						
	Fourth	8	20																						
	Fifth	9	25																						
	Sixth	10	30																						
	Seventh	11	35																						
G	First	8	8																						
	Second	9	16																						
	Third	10	24																						
	Fourth	11	32																						
	Fifth	12	40																						
	Sixth	13	46																						
	Seventh	14	56																						
H	First	13	13																						
	Second	14	26																						
	Third	15	39																						
	Fourth	16	52																						
	Fifth	17	64																						
	Sixth	18	78																						
	Seventh	19	91																						
I	First	20	20																						
	Second	21	40																						
	Third	22	60																						
	Fourth	23	80																						
	Fifth	24	100																						
	Sixth	25	120																						
	Seventh	26	140																						

↓ = Use first sampling plan below arrow (refer to continuation of table on following page, when necessary). If sample size equals or exceeds lot or batch size, do 100 percent inspection.  
 ↑ = Use first sampling plan above arrow.  
 \* = Use corresponding single sampling plan.  
 ++ = Use corresponding double sampling plan or multiple sampling plan for code letter D below.

Ac = Acceptance number.  
 Re = Rejection number.  
 # = Acceptance not permitted at this sample size.  
 ## = Use corresponding double sampling plan.

QUADRO 3.6 – PLANOS DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL  
 FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Sample size	Sample	Cumulative sample size	Acceptance Quality Limits (normal inspection)																							
			0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000			
K	First	32	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	64	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	96	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	128	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	160	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	192	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	224	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
L	First	50	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	100	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	150	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	200	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	250	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	300	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	350	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
M	First	80	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	160	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	240	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	320	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	400	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	480	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	560	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
N	First	125	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	250	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	375	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	625	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	750	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	875	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
P	First	200	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	400	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	600	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	800	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	1000	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	1200	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	1400	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
Q	First	315	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	630	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	945	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	1260	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	1575	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	1890	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	2205	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
R	First	500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Second	1000	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Third	1500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fourth	2000	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Fifth	2500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Sixth	3000	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			
	Seventh	3500	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac	Ac			

↓ = Use first sampling plan below arrow. If sample size equals or exceeds lot or batch size, do 100 percent inspection.

Ac = Acceptance number.

Re = Rejection number.

↑ = Use first sampling plan above arrow (refer to preceding page, when necessary).

\* = Use corresponding single sampling plan.

# = Acceptance not permitted at this sample size.

### QUADRO 3.7 – PLANOS DE AMOSTRAGEM MÚLTIPLA PARA INSPEÇÃO NORMAL (CONTINUAÇÃO)

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Code Letter	Sample size	Acceptance Quality Limits																								
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000				
A B C	2 3 5																									
D E F	8 13 20																									
G H J	32 50 80																									
K L M	125 200 315																									
N P Q	500 800 1250																									
R	2000																									

QUADRO 3.8 – FATORES PARA DETERMINAR LQSM APROXIMADOS PARA AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Code Letter	Sample size	Acceptance Quality Limits															
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10
A	2																
B	3																
C	5																
D	8																
E	13																
F	20																
G	32																
H	50																
J	80																
K	125																
L	200																
M	315																
N	500																
P	800																
Q	1250																
R	2000																
S	3150																

QUADRO 3.9 – FATORES PARA DETERMINAR LQSM APROXIMADOS PARA AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO SEVERA

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

		Acceptance Quality Limits															
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	2.5	4.0	6.5	10					
A	2																
	3																
	5																
D	8																
	13																
	20																
G	32																
	50																
	80																
K	125																
	200																
	315																
N	500																
	800																
	1250																
R	2000																

QUADRO 3.10 – QUALIDADE LIMITE (PARA PORCENTAGEM DE NÃO-CONFORMES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 10%  
 FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Code Letter	Sample size	Acceptance Quality Limits																				
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000
A B C	2																					
	3																					
	5																					
D E F	8																					
	13																					
	20																					
G H J	32																					
	50																					
	80																					
K L M	125																					
	200																					
	315																					
N P Q	500																					
	800																					
	1250																					
R	2000																					

QUADRO 3.11 – QUALIDADE LIMITE (PARA O NÚMERO DE NÃO-CONFORMIDADES POR CEM UNIDADES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 10%

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Code Letter	Sample size	Acceptance Quality Limits														
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5
A	2	0.38	0.60	0.95	1.5	2.4	3.7	5.8	8.9	14	21	31	45	63	78	66
B	3															
C	5															
D	8	0.24	0.38	0.95	1.5	2.4	3.7	5.8	8.9	14	21	31	45	63	78	66
E	13															
F	20															
G	32	0.24	0.38	0.95	1.5	2.4	3.7	5.8	8.9	14	21	31	45	63	78	66
H	50															
J	80															
K	125	0.24	0.38	0.95	1.5	2.4	3.7	5.8	8.9	14	21	31	45	63	78	66
L	200															
M	315															
N	500	0.24	0.38	0.95	1.5	2.4	3.7	5.8	8.9	14	21	31	45	63	78	66
P	800															
Q	1250															
R	2000															

QUADRO 3.12 – QUALIDADE LIMITE (PARA PORCENTAGEM DE NÃO-CONFORMES, AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 5%  
FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Code Letter	Sample size	Acceptance Quality Limits																								
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000				
A	2																									
B	3																									
C	5																									
D	8																									
E	13																									
F	20																									
G	32																									
H	50																									
J	80																									
K	125																									
L	200																									
M	315																									
N	500																									
P	800																									
Q	1250																									
R	2000																									

QUADRO 3.13 – QUALIDADE LIMITE (PARA O NÚMERO DE NÃO-CONFORMIDADES POR CEM UNIDADES; AMOSTRAGEM SIMPLES E INSPEÇÃO NORMAL) PARA PROBABILIDADE DE ACEITAÇÃO DE 5%

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)



Number of sample units from last 10 lots or batches	Acceptance Quality Limits																			
	0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	40	65	100	150	250	400	650	1000				
	0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	40	65	100	150	250	400	650	1000				
20-29	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
30-49	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
50-79	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
80-129	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
130-199	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
200-319	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
320-499	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
500-799	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
800-1249	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
1250-1999	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
2000-3149	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
3150-4999	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
5000-7999	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
8000-12499	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
12500-19999	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				
20000-31499	0	0	2	4	8	14	22	40	68	115	181									
31500 & Over	0	1	4	8	14	24	38	67	111	186										









QUADRO 3.14 – NÚMEROS LIMITES PARA INSPEÇÃO REDUZIDA

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Os quadros de planos de amostragem da norma ANSI/ASQ Z1.4 mostrados anteriormente (QUADROS 3.2 à 3.7) são para amostragem simples com inspeção normal, severa e reduzida; amostragem dupla e múltipla com inspeção normal. A norma contém, também, quadros para amostragem dupla e múltipla para inspeção severa e reduzida.

Segundo Montgomery (2004), nota-se nos quadros dos planos amostrais da norma que o número de aceitação na diagonal, em cada quadro, é o mesmo para todos os planos. Outra característica observada é que na mudança da inspeção normal para severa, o tamanho da amostra se mantém e o número de aceitação é reduzido. Na inspeção normal, se o número de aceitação é 1, 2 ou 3, o plano de inspeção severa equivalente tem número de aceitação reduzido em uma unidade. Se o número de aceitação para inspeção normal for 5, 7, 10 ou 14 a redução é de duas unidades. Para o número de aceitação 21 a redução é de três unidades.

Na escolha de um plano amostral, se no cruzamento da linha horizontal (código alfabético) com a linha vertical (NQA) estiver desenhada uma seta vertical, o primeiro plano acima ou abaixo da seta deve ser utilizado. Nesta situação o código alfabético e o tamanho da amostra devem ser alterados conforme a nova linha do plano amostral encontrado. Os símbolos que aparecem nos QUADROS 3.2 à 3.7 indicam:

1. Em todos os quadros:
  -  : O primeiro plano amostral acima da seta deve ser utilizado.
  -  : O primeiro plano amostral abaixo da seta deve ser utilizado.
2. Nos quadros para planos de amostragem dupla:
  -  : Usar o plano de amostragem simples correspondente.
  -  : Usar o plano de amostragem simples ou dupla para o código abaixo.
3. Nos quadros para planos de amostragem múltipla:
  -  : Usar o plano de amostragem simples correspondente.
  -  : Usar o plano de amostragem dupla correspondente ou o plano de amostragem múltipla para o código abaixo.
  -  : Aceitação não permitida para este tamanho de amostra.
  -  : Usar plano de amostragem dupla correspondente.

Como já mencionado nas regras de mudança de inspeção, quando a inspeção reduzida esta em curso, se o número de aceitação foi ultrapassado, mas não chegar ao número de rejeição, o lote deve ser aceito, mas volta-se a inspeção normal. Na amostragem dupla essa análise é feita na segunda amostra, e na amostragem múltipla, na sétima amostra.

A ABNT publicou um guia com exemplos e instruções do uso da norma NBR-5426 (1985), chamado NBR-5427 (1985). Com a intenção de ilustrar o uso da norma ANSI/ASQ Z1.4, um exemplo contido na NBR-5427 será discutido neste trabalho. Isso é possível, pois os quadros e procedimentos são os mesmos. Supondo-se que uma instituição receba lotes de produtos com 1500 itens, o responsável pela inspeção decidiu aplicar amostragem simples, regime de inspeção normal e um NQA de 1%. Para este tamanho de lote e nível II de inspeção, encontra-se no QUADRO 3.1 o código alfabético K. Como a amostragem é simples com inspeção normal, no QUADRO 3.2 com o código K e NQA = 1%, o tamanho da amostra é 125 unidades e o número de aceitação e rejeição são, respectivamente, 3 e 4. Então, Nestas condições, de um lote de tamanho 1500 retira-se uma amostra aleatória de 125 itens. Inspecciona-se cada item à procura de não-conformidades (defeitos). Se uma ou mais não-conformidades forem encontradas, o item é identificado como não-conforme (defeituoso). O lote será aceito se três ou menos unidades não-conformes forem encontradas. Se o número de não-conformes for igual ou maior que quatro, o lote será rejeitado.

Mantendo as condições do exemplo anterior e alterando o NQA de 1% para 0,15%, observa-se no QUADRO 3.2 que há uma seta vertical no lugar do plano amostral. Esta seta indica que o plano deve ser alterado para o código J, com tamanho de amostra 80 e com números de aceitação e rejeição iguais a 0 e 1. O QUADRO 3.15 abaixo mostra como ficam os planos de amostragem simples, dupla e múltipla com inspeção normal para o exemplo apresentado.

Plano de amostragem	Regime de inspeção								
	Normal			Severa			Reduzida		
	n	Ac	Re	n	Ac	Re	n	Ac	Re
Simple	125	3	4	125	2	3	50	1	4
Duplo	80	1	4	80	0	3	32	0	4
	80	4	5	80	3	4	32	1	5
Múltiplo	32	#	3	32	#	3	13	#	3
	32	0	3	32	0	3	13	#	3
	32	1	4	32	0	4	13	0	4
	32	2	5	32	1	5	13	0	5
	32	3	6	32	2	6	13	1	6
	32	4	6	32	3	6	13	1	6
	32	6	7	32	4	7	13	2	7

QUADRO 3.15 – PLANOS DE AMOSTRAGEM PARA O CÓDIGO ALFABÉTICO K E NQA = 1%

FONTE: Adaptado de NORMA NBR-5427 (1985)

### 3.1.4 Curvas CO

Curvas características de operação para inspeção normal são apresentadas pela norma ANSI/ASQ Z1.4 para todos os códigos alfabéticos. Essas curvas são para amostragem simples, as curvas para amostragem dupla e múltipla são equivalentes. A FIGURA 3.2 ilustra gráficos de curvas CO para o código H com NQAs de 0,25% a 10% (porcentagem de não-conformes) e de 15 e 25 não-conformidades por cem unidades.

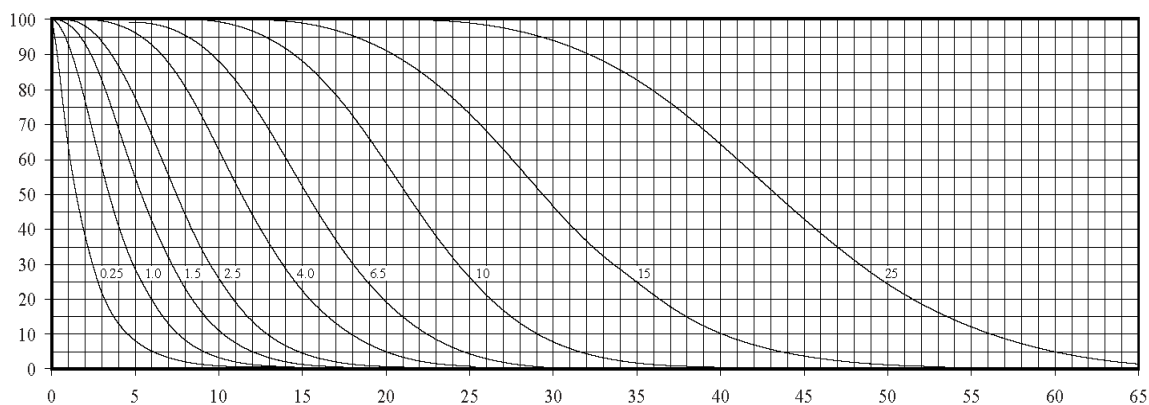


FIGURA 3.2 – CURVAS CO PARA O CÓDIGO ALFABÉTICO H

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.4 (2003)

Conforme ANSI/ASQ Z1.4 (2003), as curvas CO da FIGURA 3.2 foram construídas baseadas nas seguintes distribuições:

- Para NQAs maiores que 10, na distribuição de Poisson, e se aplicam à inspeção de não-conformidades por 100 unidades do produto;
- Para NQAs menores ou iguais a 10, com  $n \leq 80$ , na distribuição binomial e são aplicadas à porcentagem de itens não-conformes;
- Para NQAs menores ou iguais a 10, com  $n > 80$ , na distribuição de Poisson e aplicam-se a não-conformidades por 100 unidades do produto e, também, a fração de itens não-conformes.

De acordo com Montgomery (2004), a probabilidade de aceitação para determinado NQA tem variação com o aumento do tamanho amostral de aproximadamente 0,91 a 0,99. O tamanho amostral cresce à medida que cresce o tamanho do lote. Contudo, a razão do tamanho da amostra para o tamanho do lote tem rápido decrescimento. Isto trás grande economia quanto aos custos de inspeção quando o fornecedor submete lotes grandes. Esta relação do tamanho do lote com o tamanho da amostra tem o efeito de aumentar a probabilidade de aceitação para lotes grandes utilizando o mesmo NQA. Esse fator gera alguma discussão. Um argumento a favor da norma é que a rejeição de lotes grandes tem maiores consequências para o vendedor do que a rejeição de lotes pequenos. E o aumento da probabilidade de aceitação em um dado NQA diminui o risco de rejeitar um lote grande de boa qualidade. Além disso, maiores tamanhos de amostras tornam a curva CO mais discriminatória, significando maior proteção para o consumidor quanto a lotes isolados.

O consumidor deve verificar a curva CO do plano amostral escolhido para saber a proteção oferecida pelo plano amostral contra a aceitação de um lote individual considerado de má qualidade. Outras formas de proteção oferecidas pela norma são quadros para a escolha de planos conforme um LQSM ou QL desejados.

### 3.1.5 Planos amostrais de acordo com um LQSM ou um QL especificado

Após estabelecer o plano amostral para amostragem simples com inspeção normal ou severa, o Limite de Qualidade de Saída Média pode ser determinado com o uso do QUADRO 3.8 ou QUADRO 3.9. Entra-se nesses quadros com o código alfabético e o NQA. Encontrado o fator, este deve ser multiplicado por  $1 - (n/N)$  para obter um valor aproximado para o limite da qualidade resultante dos lotes de produtos. O  $LQSM$  pode ser encontrado com o uso da seguinte expressão:

$$LQSM = Fator(1 - n/N) \quad (3.1)$$

Voltando ao exemplo no final da seção 3.1.3, com  $N=1500$ ,  $n=125$ , amostragem simples, regime de inspeção normal, NQA = 1%, código alfabético K e números de aceitação e rejeição iguais a 3 e 4, respectivamente. O fator encontrado no QUADRO 3.8 é 1,6. Assim,  $LQSM = 1,6(1 - 125/1500) \approx 1,47\%$ . Isto significa que, mesmo que os lotes submetidos à inspeção tenham qualidade muito ruim, para este exemplo a qualidade no final do processo não será pior que 1,47%. Se a inspeção fosse severa, o fator encontrado no QUADRO 3.9 seria 1,1. Dando um  $LQSM = 1,1(1 - 125/1500) \approx 1,01\%$ .

Com os fatores apresentados no QUADRO 3.8 e no QUADRO 3.9, é possível definir planos amostrais que tenham no máximo um determinado  $LQSM$ , conhecendo os tamanhos do lote e da amostra. No QUADRO 3.1, sabendo o tamanho do lote e o nível de inspeção, encontra-se o código alfabético. O tamanho da amostra é encontrado no QUADRO 3.8 (inspeção normal) ou no QUADRO 3.9 (inspeção severa) na linha do código alfabético. Calcula-se um fator para o  $LQSM$  desejado com uso da equação 3.1. O fator calculado é comparado com os valores do quadro apropriado de fatores e escolhe-se um valor igual ou menor mais próximo. Supondo que o  $LQSM$  não pode exceder 2% de unidades não-conformes, isto é,  $LQSM = 2\%$ . Os lotes têm tamanho 5000, aplica-se amostragem simples e inspeção nível II. O QUADRO 3.1 indica o código alfabético L, o QUADRO 3.8 dá tamanho amostral 200. Pela equação 3.1, tem-se  $2 = Fator(1 - 200/5000)$ , resultando em  $Fator \approx 2,08$ . O menor mais próximo ou igual fator no QUADRO 3.8 é 1,6 que

corresponde a um NQA igual a 1%. No QUADRO 3.2 para o código L e NQA = 1%, encontra-se  $Ac = 5$  e  $Re = 6$ . Ficando, assim, definido o plano amostral para o *LQSM* desejado.

Os planos amostrais da norma ANSI/ASQ Z1.4 podem ser definidos de forma a proteger o consumidor contra a má qualidade de um lote individual. Nos QUADROS 3.10 à 3.13 são mostrados valores da QL para amostragem simples e inspeção normal, associados a riscos do consumidor com probabilidades de aceitação de 10% e 5%. Esses quadros aplicam-se a fração de itens não-conformes e ao número de não-conformidades por cem unidades. A QL apropriada é encontrada conforme o risco do consumidor (10% ou 5%) e pela maneira como a não-conformidade é expressa. Busca-se no quadro escolhido, na linha do código alfabético determinado, o valor igual ou imediatamente menor ao QL desejado. Após encontrar este número, localiza-se o valor do NQA no início da coluna. Basta encontrar os números de aceitação e rejeição para se ter definido um plano amostral para uma QL especificada.

### 3.1.6 Números limite para estabelecimento da inspeção reduzida

Uma das condições para mudança da inspeção normal para inspeção reduzida é a observação de números limites. Esses números representam a amostragem acumulada nos últimos dez lotes submetidos e estão dispostos no QUADRO 3.14. O símbolo \* (asterisco) indica que a amostragem acumulada dos últimos 10 lotes inspecionados não é suficiente para estabelecer a inspeção reduzida para o NQA correspondente. Neste caso, pode-se considerar a amostragem acumulada em mais de dez lotes, mas devem ser de sequência recente, terem sido submetidos à inspeção normal e nenhum deles tenha sido rejeitado.

## 3.2 NORMA ANSI/ASQ Z1.9

Segundo Juran e Gryna (1993), o padrão MIL-STD-105 tem seu equivalente sistema de amostragem para aceitação lote a lote para variáveis denominado MIL-

STD-414. Este foi criado em 1957 e adotado pela *American National Standards Institute and Quality Control Systems and Services*, em 1980, como ANSI/ASQ Z1.9 – *Sampling Procedures and Tables for Inspection by Variables for Percent Nonconforming*. O *Military Standard 414* e seu análogo civil ANSI/ASQ Z1.9 são sistemas de amostragem com foco no nível de qualidade aceitável e supõem que as medidas individuais às quais eles são aplicados seguem a distribuição normal ou distribuição Gaussiana.

No Brasil o padrão militar foi adotado pela ABNT com o nome de NBR-5429: Planos de Amostragem e Procedimentos na Inspeção por Variáveis, e seu guia para utilização, a NBR-5430. As normas da ABNT são muito utilizadas em instituições públicas como a Copel – Companhia Paranaense de Energia, Sanepar – Companhia de Saneamento do Paraná e Inmetro – Instituto Nacional de Metrologia, Normalização e Qualidade Industrial.

Conforme Montgomery (2004), o ANSI/ASQ Z1.9 restabelece a semelhança original dos padrões MIL-STD-105A e MIL-STD-414 que foi perdida por ocasião da revisão D do MIL-STD-105. ANSI/ASQ Z1.9 tornou-se diretamente compatível com MIL-STD-105E e ao seu análogo civil ANSI/ASQ Z1.4. Com essa equivalência, e esta apontada como a principal vantagem do ANSI/AQSC Z1.9, é possível começar a inspeção usando um esquema de amostragem de atributos do ANSI/ASQ Z1.4 e, após colher informações, mudar para um esquema de variáveis com o mesmo NQA e código alfabético. Se, por algum motivo, a suposição do esquema de variáveis parecer não ser satisfeita, pode-se voltar ao esquema de inspeção por atributos.

Os NQAs da norma ANSI/ASQ Z1.9 variam de 0,10% a 10%. Há três níveis gerais de inspeção, I, II e III. O nível II é considerado como nível de inspeção normal. Também estão disponíveis dois níveis especiais de inspeção S-3 e S-4. O nível III é usado quando se deseja uma curva CO de inclinação mais acentuada obtendo, assim, maior discriminação entre lotes bons e ruins. O nível I oferece menor discriminação, comparado aos níveis II e III. Para tamanhos amostrais reduzidos e maiores riscos tolerados, utiliza-se os níveis especiais S-3 e S-4. Os intervalos de tamanho dos lotes é o mesmo usado no ANSI/ASQ Z1.4. Também são utilizados códigos alfabéticos para o tamanho da amostra, mas um mesmo código não implica em tamanhos de amostra iguais em ambas as normas.

Assim como a norma para atributos, a norma ANSI/ASQ Z1.9 traz regras para a mudança de inspeção. Estas regras são semelhantes para ambas, mas



diferem na passagem da inspeção normal para reduzida, no que se refere aos números limites. A norma para variáveis não necessita destes números. Além disso, o tipo de amostragem previsto é o simples, não havendo amostragem dupla ou múltipla. As regras de mudança de inspeção estão descritas abaixo.

- Normal para severa: Quando a inspeção normal está em efeito, a inspeção severa será instituída quando dois de cinco lotes consecutivos forem rejeitados na inspeção original.
- Severa para normal: Quando a inspeção severa estiver em curso, instala-se inspeção normal quando cinco lotes consecutivos estiverem sido aceitos na inspeção original.
- Normal para reduzida: Poderá ser feita a mudança da inspeção normal para reduzida quando as seguintes condições forem satisfeitas:
  - Os dez lotes precedentes passaram por inspeção normal e nenhum deles foi rejeitado na inspeção original;
  - A produção apresenta-se estável;
  - A inspeção reduzida é permitida pelo contrato ou especificação, e é desejada pela autoridade responsável.
- Reduzida para normal: Quando a inspeção reduzida está em curso, a inspeção normal será instalada se for verificada alguma das ocorrências seguintes sob inspeção original:
  - Um lote for rejeitado;
  - Produção irregular ou atrasada;
  - Outras condições que garantam retornar-se à inspeção normal.
- Descontinuidade da inspeção: A inspeção deverá ser descontinuada se o número de lotes consecutivos rejeitados sob inspeção severa chegar a cinco.

Os planos de amostragem de aceitação da norma ANSI/SQC Z1.9 podem ser elaborados quando a variabilidade do lote ou do processo for conhecida ou desconhecida, e quando há apenas um limite de especificação (inferior ou superior) ou dois limites de especificação para a característica da qualidade.

De acordo com Montgomery (2004), quando há apenas um limite de especificação pode-se utilizar tanto o método  $k$  quanto o método M. Se há dois

limites de especificação a decisão sobre a disposição do lote é feita pelo método M. Quando a variabilidade do lote ou do processo é conhecida e estável, os planos obtidos tem tamanho amostral menor comparados a planos com desvio padrão desconhecido ou planos da amplitude amostral.

Ainda por Montgomery (2004), antes de aplicar a norma ANSI/ASQ Z1.9 deve-se realizar um teste de normalidade das medidas. Se houver grande desvio de normalidade das medidas, deve-se voltar à inspeção por atributos. Se as últimas trinta amostras revelam que o processo se mantém sob controle estatístico, pode-se mudar de um plano com desvio padrão desconhecido para um plano com desvio padrão conhecido. Com isso reduzindo custos pela diminuição do tamanho da amostra, mas é necessário verificar constantemente se o valor atribuído ao desvio padrão mantém-se inalterado.

Neste trabalho não serão apresentados planos de amostragem pelo método da amplitude por necessitarem de maior tamanho amostral em comparação aos planos baseados no método do desvio padrão (conhecido ou desconhecido).

### 3.2.1 Procedimentos

A norma ANSI/ASQ Z1.9 (2003) descreve procedimentos usados para definir planos amostrais para variáveis quando a variabilidade da característica da qualidade sob análise é conhecida ou desconhecida, e quando há um ou dois limites de especificação. O critério de aceitabilidade é dado por duas formas equivalentes: o método  $k$  e o método  $M$  chamados, respectivamente, forma 1 e forma 2.

O QUADRO 3.16 dispõe de intervalos de valores para o NQA que correspondem a um NQA específico da norma. Se o nível de qualidade aceitável desejado não for um dos NQAs preferenciais, deverá observar-se a faixa de valores para encontrar o nível a ser utilizado. Obtém-se o código alfabético do tamanho amostral entrando no QUADRO 3.17 com o tamanho do lote e o nível de inspeção.

Intervalos para o NQA	NQAs preferenciais da norma ANSI/ASQ Z1.9
até 0,109	0,10
0,110 a 0,164	0,15
0,165 a 0,279	0,25
0,280 a 0,439	0,40
0,440 a 0,669	0,65
0,70 a 1,09	1,0
1,10 a 1,64	1,5
1,65 a 2,79	2,5
2,80 a 4,39	4,0
4,40 a 6,99	6,5
7,00 a 10,9	10,0

QUADRO 3.16 – INTERVALOS PARA ESCOLHA DO NQA

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Tamanho do lote	Nível de inspeção				
	Especial		Geral		
	S-3	S-4	I	II	III
2 a 8	B	B	B	B	C
9 a 15	B	B	B	B	D
16 a 25	B	B	B	C	E
26 a 50	B	B	C	D	F
51 a 90	B	B	D	E	G
91 a 150	B	C	E	F	H
151 a 280	B	D	F	G	I
281 a 400	C	E	G	H	J
401 a 500	C	E	G	I	J
501 a 1200	D	F	H	J	K
1.201 a 3.200	E	G	I	K	L
3.201 a 10.000	F	H	J	L	M
10.001 a 35.000	G	I	K	M	N
35.001 a 15.0000	H	J	L	N	P
150.001 a 500.000	H	K	M	P	P
500.001 ou mais	H	K	N	P	P

QUADRO 3.17 – CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA O TAMANHO DA AMOSTRA

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

### 3.2.1.1 Planos de amostragem com variabilidade conhecida

#### 3.2.1.1.1 Plano amostral unilateral utilizando a forma 1

Um plano amostral utilizando a forma 1 consiste em um tamanho de amostra e uma constante de aceitabilidade  $k$ . O plano de amostragem é definido nos QUADROS 3.18 e 3.19 para inspeção normal e inspeção severa. O tamanho da amostra e a constante de aceitabilidade  $k$  são encontrados conforme o código alfabético e o NQA. As setas verticais indicam que para certas combinações do código alfabético e do NQA, o plano a ser usado está indicado imediatamente abaixo. No topo do quadro estão os NQAs para inspeção normal, e no final do quadro estão dispostos os NQAs para inspeção severa. A coluna nomeada com a letra T contém planos para inspeção severa com NQA igual a 0,10%.

Para fazer o sentenciamento dos lotes calculam-se as quantidades  $(LSE - \bar{x})/\sigma$  ou  $(\bar{x} - LIE)/\sigma$ , dependendo se a especificação do limite é superior ou inferior. E comparam-se estas quantidades com a constante de aceitabilidade  $k$ . Se  $(LSE - \bar{x})/\sigma$  ou  $(\bar{x} - LIE)/\sigma$  for maior ou igual a  $k$ , o lote satisfaz o critério de aceitabilidade e será aceito. Se  $(LSE - \bar{x})/\sigma$  ou  $(\bar{x} - LIE)/\sigma$  é menor que  $k$  ou é um valor negativo, o lote será rejeitado.

Sample Size Code Letter	Acceptance Quality Limits (normal inspection)												
	T		.10		.15		.25		.40		.65		
	n	k	n	k	n	k	n	k	n	k	n	k	
B	↓		↓		↓		↓		↓		↓		
C													
D													
E	↓		↓		↓		↓		↓		2	1.58	
F													
G	3	2.49	4	2.39	4	2.30	4	2.14	5	2.05	5	1.88	
H	4	2.55	5	2.46	5	2.34	6	2.23	6	2.08	7	1.95	
I	6	2.59	6	2.49	6	2.37	7	2.25	8	2.13	8	1.96	
J	7	2.63	8	2.54	9	2.45	9	2.29	10	2.16	11	2.01	
K	11	2.72	11	2.59	12	2.49	13	2.35	14	2.21	16	2.07	
L	15	2.77	16	2.65	17	2.54	19	2.41	21	2.27	23	2.12	
M	20	2.80	22	2.69	23	2.57	25	2.43	27	2.29	30	2.14	
N	30	2.84	31	2.72	34	2.62	37	2.47	40	2.33	44	2.17	
P	40	2.85	42	2.73	45	2.62	49	2.48	54	2.34	59	2.18	
	.10		.15		.25		.40		.65		1.00		
	Acceptance Quality Limits (tightened inspection)												

QUADRO 3.18 – PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA 1)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Sample Size Code Letter	Acceptance Quality Limits (normal inspection)											
	1.00		1.50		2.50		4.00		6.50		10.00	
	n	k	n	k	n	k	n	k	n	k	n	k
B	↓		↓		↓		↓		↓		↓	
C	2	1.36	2	1.25	2	1.09	2	.936	3	.755	3	.573
D	2	1.42	2	1.33	3	1.17	3	1.01	3	.825	4	.641
E	3	1.56	3	1.44	4	1.28	4	1.11	5	.919	5	.728
F	4	1.69	4	1.53	5	1.39	5	1.20	6	.991	7	.797
G	6	1.78	6	1.62	7	1.45	8	1.28	9	1.07	11	.877
H	7	1.80	8	1.68	9	1.49	10	1.31	12	1.11	14	.906
I	9	1.83	10	1.70	11	1.51	13	1.34	15	1.13	17	.924
J	12	1.88	14	1.75	15	1.56	18	1.38	20	1.17	24	.964
K	17	1.93	19	1.79	22	1.61	25	1.42	29	1.21	33	.995
L	25	1.97	28	1.84	32	1.65	36	1.46	42	1.24	49	1.03
M	33	2.00	36	1.86	42	1.67	48	1.48	55	1.26	64	1.05
N	49	2.03	54	1.89	61	1.69	70	1.51	82	1.29	95	1.07
P	65	2.04	71	1.89	81	1.70	93	1.51	109	1.29	127	1.07
	1.50		2.50		4.00		6.50		10.00			
	Acceptance Quality Limits (tightened inspection)											

QUADRO 3.19 – CONTINUAÇÃO PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E INSPEÇÃO SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA1)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

### 3.2.1.1.2 Plano amostral unilateral utilizando a forma 2

Planos amostrais obtidos pela forma 2 são constituídos do tamanho da amostra e uma máxima percentagem de não-conformes  $M$  associada. Estes planos podem ser definidos com uso dos QUADROS 3.20 e 3.21, para inspeção normal e severa, onde o tamanho da amostra e o valor de  $M$  são encontrados segundo o código alfabético e o nível de qualidade aceitável. O valor de  $\nu$  neste quadro corresponde a raiz quadrada de  $n/n-1$ .

Neste procedimento faz-se uma estimativa da percentagem de não-conformes além do limite superior ou do limite inferior de especificação. A percentagem de não-conformes para o lote é estimada através do QUADRO 3.22. Então, para julgamento do lote, após ter encontrado o código alfabético e o tamanho da amostra, a máxima percentagem permissível de não-conformes para o lote e o valor de  $\nu$  são encontrados no QUADRO 3.20 para o NQA especificado. Calculam-se  $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})\nu / \sigma$  para o limite superior de especificação ou  $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE)\nu / \sigma$  para o limite inferior de especificação. A percentagem de não-conformes acima do limite superior  $p_{LSE}$ , ou abaixo do limite inferior  $p_{LIE}$ , são encontradas entrando-se

no QUADRO 3.22 com os valores de  $Q_{LSE}$  ou de  $Q_{LIE}$ . Compara-se a estimativa de não-conformes do lote  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$  com a máxima porcentagem de não-conformes permissível  $M$ . Se  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$  é menor ou igual a  $M$ , o lote é aceito. Se  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$  é maior que  $M$  ou se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$  é negativo, o lote é rejeitado.

Sample Size Code Letter	Acceptance Quality Limits (normal inspection)																	
	T			.10			.15			.25			.40			.65		
	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v
B		↓			↓			↓			↓			↓			↓	
C																		
D		↓			↓			↓			↓			↓		2	1.28	1.414
E		↓			↓					2	.310	1.414	2	.510	1.414	4	1.94	1.225
F		↓			↓		3	.369	1.225	3	.568	1.225	3	.959	1.225	4	1.88	1.155
G	3	.114	1.225	4	.290	1.155	4	.399	1.155	4	.681	1.155	5	1.09	1.118	5	1.76	1.118
II	4	.161	1.155	5	.296	1.118	5	.445	1.118	6	.721	1.095	6	1.14	1.095	7	1.75	1.080
I	6	.230	1.095	6	.321	1.095	6	.478	1.095	7	.756	1.080	8	1.14	1.069	8	1.80	1.069
J	7	.226	1.080	8	.330	1.069	9	.469	1.061	9	.760	1.061	10	1.14	1.054	11	1.73	1.049
K	11	.217	1.049	11	.326	1.049	12	.461	1.045	13	.721	1.041	14	1.08	1.038	16	1.62	1.033
L	15	.211	1.035	16	.308	1.033	17	.438	1.031	19	.673	1.027	21	1.00	1.025	23	1.51	1.023
M	20	.207	1.026	22	.296	1.024	23	.423	1.023	25	.655	1.021	27	.980	1.019	30	1.47	1.017
N	30	.193	1.017	31	.283	1.017	34	.397	1.015	37	.615	1.014	40	.921	1.013	44	1.39	1.012
P	40	.196	1.013	42	.285	1.012	45	.402	1.011	49	.620	1.010	54	.920	1.009	59	1.39	1.009
	.10			.15			.25			.40			.65			1.00		
	Acceptance Quality Limits (tightened inspection)																	

QUADRO 3.20 – PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Sample Size Code Letter	Acceptance Quality Limits (normal inspection)																	
	1.00			1.50			2.50			4.00			6.50			10.00		
	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v	n	M	v
B		↓			↓			↓			↓			↓			↓	
C	2	2.73	1.414	2	3.90	1.414	2	6.11	1.414	2	9.27	1.414	3	17.74	1.225	3	24.22	1.225
D	2	2.23	1.414	2	3.00	1.414	3	7.56	1.225	3	10.79	1.225	3	15.60	1.225	4	22.97	1.155
E	3	2.76	1.225	3	3.85	1.225	4	6.99	1.155	4	9.97	1.155	5	15.21	1.118	5	20.80	1.118
F	4	2.58	1.155	4	3.87	1.155	5	6.05	1.118	5	8.92	1.118	6	13.89	1.095	7	19.46	1.080
G	6	2.57	1.095	6	3.77	1.095	7	5.83	1.080	8	8.62	1.069	9	12.88	1.061	11	17.88	1.049
H	7	2.62	1.080	8	3.68	1.069	9	5.68	1.061	10	8.43	1.054	12	12.35	1.045	14	17.36	1.038
I	9	2.59	1.061	10	3.63	1.054	11	5.60	0.149	13	8.13	1.041	15	12.04	1.035	17	17.05	1.031
J	12	2.49	1.045	14	3.43	1.038	15	5.34	1.035	18	7.72	1.029	20	11.57	1.026	24	16.23	1.022
K	17	2.35	1.031	19	3.28	1.027	22	4.98	1.024	25	7.34	1.021	29	10.93	1.018	33	15.61	1.016
L	25	2.19	1.021	28	3.05	1.018	32	4.68	1.016	36	6.95	1.014	42	10.40	1.012	49	14.87	1.010
M	33	2.12	1.016	36	2.99	1.014	42	4.55	1.012	48	6.75	1.011	55	10.17	1.009	64	14.58	1.008
N	49	2.00	1.010	54	2.82	1.009	61	4.35	1.008	73	6.48	1.007	82	9.76	1.006	95	14.09	1.005
P	65	2.00	1.008	71	2.82	1.007	81	4.34	1.006	93	6.46	1.005	109	9.73	1.005	127	14.02	1.004
	1.50			2.50			4.00			6.50			10.00					
	Acceptance Quality Limits (tightened inspection)																	

QUADRO 3.21 – CONTINUAÇÃO PLANOS COM VARIABILIDADE CONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)





### 3.2.1.1.3 Plano amostral bilateral utilizando a forma 2

Quando há dois limites de especificação, o processo tem variabilidade conhecida e o mesmo valor do NQA é aplicado para ambos os limites de especificação, antes de aplicar um plano de amostragem, pode-se verificar se o desvio padrão não excede um valor máximo permitido. O *MPSD* (*Maximum Process Standard Deviation*) é calculado pela expressão:

$$MPSD = F\sigma(LSE - LIE) \quad (3.2)$$

onde  $F\sigma$  é dado pelo QUADRO 3.23 abaixo de acordo com o NQA especificado.

NQA	0,10	0,15	0,25	0,40	0,65	1,00	1,50	2,50	4,00	6,50	10,00
$F\sigma$	0,147	0,152	0,157	0,165	0,174	0,184	0,194	0,206	0,223	0,243	0,271

QUADRO 3.23 – VALOR DE  $F\sigma$  PARA ENCONTRAR O MÁXIMO DESVIO PADRÃO DO PROCESSO

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Se o desvio padrão do processo exceder o valor do *MPSD* o lote será rejeitado sem amostragem. Por outro lado, se o desvio padrão não exceder o *MPSD*, aplica-se a amostragem para verificar a aceitabilidade do lote.

Após verificada a necessidade de inspeção por amostragem, busca-se o código alfabético para o tamanho amostral no QUADRO 3.17. Os valores de  $n$ ,  $M$  e  $v$  são dados pelo QUADRO 3.20 para inspeção normal e inspeção severa, e as proporções estimadas  $p_{LSE}$  e  $p_{LIE}$  de não-conformes serão encontradas no QUADRO 3.22 entrando com os valores de  $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})v / \sigma$  e  $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE)v / \sigma$ .

Iguais ou diferentes NQAs podem ser utilizados em planos amostrais com dois limites de especificação. O procedimento é o mesmo, contudo quando diferentes NQAs forem especificados, a máxima porcentagem de não-conformes permitida será calculada para ambos os limites de especificação e denominada  $M_{LIE}$  a máxima porcentagem de não-conformes no limite inferior de especificação e  $M_{LSE}$  para o limite superior de especificação.

Quando o mesmo valor do NQA é aplicado para ambos os limites de especificação, o critério de aceitabilidade dá-se pela comparação da proporção de não-conformes estimada  $p = p_{LIE} + p_{LSE}$  com a máxima porcentagem de não-

conformes  $M$ . Se  $p$  é menor ou igual a  $M$ , o critério de aceitabilidade será satisfeito. Se  $p$  é maior que  $M$  ou se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$ , ou ambos forem negativos, então o lote será rejeitado.

Já o procedimento para diferentes valores do NQA para especificação superior e inferior consiste em comparar as porcentagens estimadas  $p_{LIE}$  e  $p_{LSE}$  com suas correspondentes porcentagens máximas permissíveis  $M_{LIE}$  e  $M_{LSE}$ . Também compara-se  $p = p_{LIE} + p_{LSE}$  com o  $\text{Max}(M_{LIE}, M_{LSE})$ . Se  $p_{LIE}$  é menor ou igual a  $M_{LIE}$ ,  $p_{LSE}$  é menor ou igual a  $M_{LSE}$ , e  $p$  é menor ou igual ao  $\text{Max}(M_{LIE}, M_{LSE})$ , o lote será aceito, caso contrário, será rejeitado. Também fica caracterizada a rejeição se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$ , ou ambos forem negativos.

A norma ANSI/ASQ Z1.9 (2003) traz exemplificações sobre o uso da mesma. Para mostrar como a norma deve ser utilizada com a especificação de limites duplos, considera-se que a especificação máxima e mínima para certos pontos em uma estrutura de aço são 70.000 e 54.000 psi, respectivamente. Um lote de 500 itens é submetido a inspeção. Utiliza-se inspeção nível II, regime de inspeção normal e NQA = 1,5%. É conhecido o desvio padrão do processo sendo igual a 3.000 psi. Os passos para aplicação da norma são os seguintes:

1. Verificar se o desvio padrão do processo não excede o  $MPSD$ : O QUADRO 3.23 aponta  $F\sigma = 0,194$  para um NQA de 1,5%.  $MPSD = 0,194(70.000 - 54.000) = 3.104$ . Como  $3.000 < 3.104$ , ou seja, o desvio padrão do processo é menor que o máximo permitido para o NQA especificado, a aceitabilidade do lote será determinada por amostragem. Conforme o QUADRO 3.21 o tamanho da amostra é 10. Supõe-se que as medidas da amostra são 62.500, 60.500, 68.000, 59.000, 65.500, 62.000, 61.000, 69.000, 58.000 e 64.500.
2. Calcular e buscar os valores como indicado no QUADRO 3.24:

Informação Necessária	Valor Obtido	Comentário
Tamanho da amostra: $n$	10	Ver QUADROS 3.17 e 3.21
Soma das medidas: $\sum x$	630.000	
Média amostral: $\bar{x} = \sum x / n$	63.000	630.000/10
Fator: $v$	1,054	Ver QUADRO 3.21
Índice de qualidade: $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})v / \sigma$	2,46	(70000 - 63000)1,054/3000
Índice de qualidade: $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE)v / \sigma$	3,16	(63000 - 54000)1,054/3000
Estimativa de Ncf acima do LSE: $p_{LSE}$	0,70%	Ver QUADRO 3.22
Estimativa de Ncf abaixo do LIE: $p_{LIE}$	0,08%	Ver QUADRO 3.22
Total da estimativa de Ncf: $p = p_{LSE} + p_{LIE}$	0,78%	0,78% + 0,08%
Máxima porcentagem Ncf: $M$	3,63%	Ver QUADRO 3.21
Critério de Aceitabilidade: Comparar $p$ e $M$	0,78% < 3,63%	

QUADRO 3.24 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM DUPLA ESPECIFICAÇÃO E MESMO VALOR PARA O NQA EM CADA LIMITE.

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

O lote satisfaz o critério de aceitabilidade, pois  $p = p_{LSE} + p_{LIE} < M$ . Ncf no quadro acima significa não-conformes do lote.

Para exemplificar o uso da norma onde se tenha NQAs diferentes para cada limite de especificação superior e inferior, supõe-se o mesmo exemplo anterior, mas com algumas alterações: os limites de especificação serão 67.000 psi com NQA = 1% para o limite superior e 58.000 psi com NQA = 2,5% para o limite inferior. Neste caso, deve-se buscar o tamanho de amostra para o maior dos dois níveis de qualidade aceitável. Aplicando a norma tem-se:

1. De acordo com o QUADRO 3.21 o tamanho da amostra é 11. Supõe-se que as medidas da amostra são 62.500, 60.500, 68.000, 59.000, 65.500, 62.000, 61.000, 69.000, 58.000 e 64.500.
2. Obter os valores como no QUADRO 3.22:

Informação Necessária	Valor Obtido	Comentário
Tamanho da amostra: $n$	11	Ver QUADROS 3.17 e 3.21
Soma das medidas: $\sum x$	688.000	
Média amostral: $\bar{x} = \sum x / n$	62645	688.000/11
Fator: $v$	1,049	Ver QUADRO 3.21
Índice de qualidade: $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})v / \sigma$	1,56	(67.000 – 62.645)1,049/3.000
Índice de qualidade: $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE)v / \sigma$	1,59	(62.645-58.000)1,049/3.000
Estimativa de Ncf acima do LSE: $p_{LSE}$	5,94%	Ver QUADRO 3.22
Estimativa de Ncf abaixo do LIE: $p_{LIE}$	5,59%	Ver QUADRO 3.22
Total da estimativa de Ncf: $p = p_{LSE} + p_{LIE}$	11,53%	5,94% + 5,59%
Máxima porcentagem Ncf no LSE: $M_{LSE}$	2,59%	Ver QUADRO 3.21
Máxima porcentagem Ncf no LIE: $M_{LIE}$	5,60%	Ver QUADRO 3.21
Critério de Aceitabilidade: (a) Comparar $p_{LSE}$ e $M_{LSE}$ (b) Comparar $p_{LIE}$ e $M_{LIE}$ (c) Comparar $p$ e $M_{LIE}$ (maior)	5,94%>2,59% 5,59%<5,60% 11,53%>5,60%	

QUADRO 3.25 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM DUPLA ESPECIFICAÇÃO E DIFERENTES VALORES PARA O NQA EM CADA LIMITE.

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

O lote não satisfaz o critério de aceitabilidade, pois  $p_{LSE} > M_{LSE}$  e  $p > M_{LIE}$ .

### 3.2.1.2 Planos de amostragem com variabilidade desconhecida

#### 3.2.1.2.1 Plano amostral unilateral utilizando a forma 1

Quando a variabilidade do processo é desconhecida, os planos amostrais serão definidos a partir do desvio padrão amostral. Os procedimentos são semelhantes aos já apresentados para o caso de a variabilidade ser conhecida. Basicamente, substitui-se nas expressões utilizadas anteriormente o desvio padrão conhecido  $\sigma$  pelo desvio padrão amostral  $s$ . Porém, os quadros que dão os valores requeridos pelo plano amostral apresentam modificações. O código alfabético continua sendo obtido pelo QUADRO 3.17.

Em um plano amostral com somente um limite de especificação, com variabilidade desconhecida e fazendo uso da forma 1, deve-se calcular as

quantidades  $(LSE - \bar{x})/s$  ou  $(\bar{x} - LIE)/s$ , conforme o limite de especificação seja superior ou inferior. Compara-se  $(LSE - \bar{x})/s$  ou  $(\bar{x} - LIE)/s$  com o valor de  $k$  encontrado no QUADRO 3.26 abaixo para regime de inspeção normal ou severa. Se  $(LSE - \bar{x})/s$  ou  $(\bar{x} - LIE)/s$  é igual ou maior que  $k$ , o lote será aceito. Se  $(LSE - \bar{x})/s$  ou  $(\bar{x} - LIE)/s$  é menor que  $k$  ou é um valor negativo, o lote não satisfaz o critério de aceitabilidade e será rejeitado.

Sample Size Code Letter	Sample Size	Acceptance Quality Limits (normal inspection)											
		T	.10	.15	.25	.40	.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00
		k	k	k	k	k	k	k	k	k	k	k	k
B	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	1.12	.958	.765	.566
C	4	↓	↓	↓	↓	↓	↓	1.46	1.34	1.17	1.01	.815	.617
D	5	↓	↓	↓	↓	1.77	1.65	1.52	1.40	1.24	1.07	.874	.675
E	7	↓	2.22	2.13	2.00	1.88	1.75	1.62	1.50	1.33	1.15	.955	.755
F	10	2.44	2.34	2.24	2.11	1.98	1.84	1.71	1.59	1.41	1.23	1.03	.828
G	15	2.53	2.42	2.32	2.19	2.06	1.92	1.79	1.65	1.48	1.30	1.09	.885
H	20	2.58	2.47	2.37	2.23	2.10	1.96	1.83	1.69	1.51	1.33	1.12	.916
I	25	2.61	2.50	2.40	2.26	2.13	1.98	1.85	1.72	1.53	1.35	1.14	.935
J	35	2.66	2.55	2.45	2.31	2.18	2.03	1.89	1.76	1.57	1.39	1.18	.968
K	50	2.72	2.61	2.50	2.36	2.22	2.07	1.94	1.80	1.61	1.42	1.21	1.00
L	75	2.77	2.66	2.55	2.41	2.27	2.12	1.98	1.84	1.65	1.46	1.25	1.03
M	100	2.80	2.69	2.58	2.43	2.29	2.14	2.00	1.86	1.67	1.48	1.26	1.05
N	150	2.84	2.73	2.62	2.47	2.33	2.18	2.03	1.89	1.70	1.51	1.29	1.07
P	200	2.85	2.73	2.62	2.47	2.33	2.18	2.04	1.89	1.70	1.51	1.29	1.08
		.10	.15	.25	.40	.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00	
Acceptance Quality Limits (tightened inspection)													

QUADRO 3.26 – PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL, FORMA 1)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

### 3.2.1.2.2 Plano amostral unilateral utilizando a forma 2

Na forma 2, calculam-se os índices de qualidade  $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})/s$  para o limite superior de especificação e  $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE)/s$  para o limite inferior de especificação,  $\bar{x}$  e  $s$  serão estimados pela amostra. A porcentagem estimada de não-conformes  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$  será encontrada entrando no QUADRO 3.29 com a quantidade  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$ . O tamanho da amostra e o valor da máxima porcentagem de não-conformes para o lote são dados no QUADRO 3.27, para regime de inspeção normal e severa, conforme o código alfabético e o valor do NQA estabelecido. O QUADRO 3.29 é apenas uma parte do quadro apresentado pela

norma ANSI/ASQZ1.9. No quadro original, os valores de  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$  têm a seguinte sequência de valores: 0; 0,1; 0,2; 0,3; 0,31; 0,32; 0,33; ...; 3,90.

O valor da porcentagem de não-conformes  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$  é comparados com a máxima porcentagem de não conformes permissível  $M$ . Se  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$ , é igual ou menor que  $M$ , o lote satisfaz o critério de aceitabilidade. Se  $p_{LSE}$  ou  $p_{LIE}$ , é maior que  $M$  ou se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$  é negativo, o critério de aceitabilidade não é satisfeito.

Sample Size Code Letter	Sample Size	Acceptance Quality Limits (normal inspection)											
		T	.10	.15	.25	.40	.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00
		M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M
B	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7.59	18.86	26.94	33.69
C	4	↓	↓	↓	↓	↓	↓	1.49	5.46	10.88	16.41	22.84	29.43
D	5	↓	↓	↓	↓	0.041	1.34	3.33	5.82	9.80	14.37	20.19	26.55
E	7	↓	0.005	0.087	0.421	1.05	2.13	3.54	5.34	8.40	12.19	17.34	23.30
F	10	0.077	0.179	0.349	0.714	1.27	2.14	3.27	4.72	7.26	10.53	15.17	20.73
G	15	0.186	0.311	0.491	0.839	1.33	2.09	3.06	4.32	6.55	9.48	13.74	18.97
H	20	0.228	0.356	0.531	0.864	1.33	2.03	2.93	4.10	6.18	8.95	13.01	18.07
I	25	0.250	0.378	0.551	0.874	1.32	2.00	2.86	3.97	5.98	8.65	12.60	17.55
J	35	0.253	0.373	0.534	0.833	1.24	1.87	2.66	3.70	5.58	8.11	11.89	16.67
K	50	0.243	0.355	0.503	0.778	1.16	1.73	2.47	3.44	5.21	7.61	11.23	15.87
L	75	0.225	0.326	0.461	0.711	1.06	1.59	2.27	3.17	4.83	7.10	10.58	15.07
M	100	0.218	0.315	0.444	0.684	1.02	1.52	2.18	3.06	4.67	6.88	10.29	14.71
N	150	0.202	0.292	0.412	0.636	0.946	1.42	2.05	2.88	4.42	6.56	9.86	14.18
P	200	0.204	0.294	0.414	0.637	0.945	1.42	2.04	2.86	4.39	6.52	9.80	14.11
		.10	.15	.25	.40	.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00	
Acceptance Quality Limits (tightened inspection)													

QUADRO 3.27 – PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA INSPEÇÃO NORMAL E SEVERA (ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E BILATERAL, FORMA 2)

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Outra exemplificação dada na norma ANSI/ASQ Z1.9 (2003) é a seguinte: A máxima temperatura de operação de certo dispositivo é especificada como 209° F. Um lote de 40 itens é submetido à inspeção. Nível de inspeção II, regime de inspeção normal e NQA = 1%. Conforme os QUADROS 3.17 e 3.27 verifica-se que é necessário um tamanho de amostra de 5 itens. Supondo que as medidas de temperatura em Fahrenheit sejam: 197°, 188°, 184°, 205° e 201°, o quadro abaixo mostra os cálculos e valores necessários para se chegar à aceitabilidade ou não do lote.

Informação Necessária	Valor Obtido	Comentário
Tamanho da amostra: $n$	5	Ver QUADROS 3.17 e 3.27
Soma das medidas: $\sum x$	975	
Soma do quadrado das medidas: $\sum x^2$	190.435	
Fator de correção (CF): $(\sum x)^2 / n$	190.125	$(975)^2 / 5$
Soma corrigida dos quadrados (SS): $\sum x^2 - CF$	310	$190.435 - 190.125$
Variância (V): $SS / (n - 1)$	77,5	$310 / 4$
Desvio Padrão estimado do lote $s$ : $\sqrt{V}$	8,80	$\sqrt{77,5}$
Média amostral: $\bar{x} = \sum x / n$	195	$975 / 5$
Especificação limite (superior) : LSE	209	
Índice de qualidade: $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x}) / s$	1,59	$(209 - 195) / 8,80$
Estimativa de Ncf acima do LSE: $p_{LSE}$	2,19%	Ver QUADRO 3.29
Máxima porcentagem Ncf: $M$	3,33%	Ver QUADRO 3.27
Critério de Aceitabilidade: Comparar $p_{LSE}$ com $M$	$2,19\% < 3,33\%$	

QUADRO 3.28 – VALORES PARA O CRITÉRIO DE ACEITABILIDADE QUANDO A CARACTERÍSTICA DA QUALIDADE TEM ESPECIFICAÇÃO UNILATERAL E VARIABILIDADE DESCONHECIDA.

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

O critério de aceitabilidade para o lote é satisfeito, pois  $p_{LSE}$  é menor que  $M$ .

### 3.2.1.2.3 Plano amostral bilateral utilizando a forma 2

Como nos planos de variabilidade conhecida com dois limites de especificação, aqui também podem ser utilizados limites de especificação com valores de NQA iguais ou diferentes. Quando o mesmo valor do NQA é determinado para ambos os limites de especificação o procedimento para sentenciar o lote é o seguinte: Determinado o código alfabético no QUADRO 3.17, encontra-se o tamanho da amostra e a máxima porcentagem de não-conformes no QUADRO 3.27. Através das medidas da amostra retirada do lote calculam-se  $\bar{x}$  e  $s$ . Calcula-se, também,  $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x}) / s$  e  $Q_{LIE} = (\bar{x} - LIE) / s$ . A estimativa  $p = p_{LSE} + p_{LIE}$  é determinada pelo QUADRO 3.29. Se a estimativa  $p$  de não-conformes do lote for menor ou igual a  $M$ , o lote satisfaz o critério de aceitabilidade. Se  $p$  for maior que  $M$ , ou se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$  ou ambos forem negativos, o lote não satisfaz o critério de aceitabilidade.

Quando diferentes valores de NQA são atribuídos para os limites superior e inferior de especificação procede-se da seguinte maneira: Com o código alfabético encontrado no QUADRO 3.17, ficam determinadas no QUADRO 3.27 os valores  $M_{LSE}$  e  $M_{LIE}$ . O número  $M_{LSE}$  representa a máxima percentagem de não-conformes para o limite superior de especificação para o NQA atribuído para este limite. Da mesma forma,  $M_{LIE}$  representa a máxima percentagem permissível de não-conformes para o  $LIE$  conforme o NQA atribuído. O tamanho da amostra é aquele encontrado no QUADRO 3.27 para o maior valor dos NQA estabelecidos. Retirada a amostra do lote, calculam-se  $\bar{x}$ ,  $s$ ,  $Q_{LSE} = (LSE - \bar{x})/s$  e  $Q_{LSE} = (\bar{x} - LIE)/s$ . Estima-se  $p = p_{LSE} + p_{LIE}$  com uso do QUADRO 3.29. O lote satisfaz o critério de aceitabilidade se as seguintes condições forem verdadeiras:

- a)  $p_{LSE} \leq M_{LSE}$
- b)  $p_{LIE} \leq M_{LIE}$
- c)  $p \leq \text{Max}(M_{LIE}, M_{LSE})$

De outra forma, ou também se  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LSE}$  ou ambos forem negativos, o lote não irá satisfazer o critério de aceitabilidade.



Q <sub>U</sub> or Q <sub>L</sub>	Sample Size														
	3	4	5	7	10	15	20	25	30	35	50	75	100	150	200
1.50	0.00	0.00	3.80	5.28	5.87	6.20	6.34	6.41	6.46	6.50	6.55	6.60	6.62	6.64	6.65
1.51	0.00	0.00	3.61	5.13	5.73	6.06	6.20	6.28	6.33	6.36	6.42	6.47	6.49	6.51	6.52
1.52	0.00	0.00	3.42	4.97	5.59	5.93	6.07	6.15	6.20	6.23	6.29	6.34	6.36	6.38	6.39
1.53	0.00	0.00	3.23	4.82	5.45	5.80	5.94	6.02	6.07	6.11	6.17	6.21	6.24	6.26	6.27
1.54	0.00	0.00	3.05	4.67	5.31	5.67	5.81	5.89	5.95	5.98	6.04	6.09	6.11	6.13	6.15
1.55	0.00	0.00	2.87	4.52	5.18	5.54	5.69	5.77	5.82	5.86	5.92	5.97	5.99	6.01	6.02
1.56	0.00	0.00	2.69	4.38	5.05	5.41	5.56	5.65	5.70	5.74	5.80	5.85	5.87	5.89	5.90
1.57	0.00	0.00	2.52	4.24	4.92	5.29	5.44	5.53	5.58	5.62	5.68	5.73	5.75	5.78	5.79
1.58	0.00	0.00	2.35	4.10	4.79	5.16	5.32	5.41	5.46	5.50	5.56	5.61	5.64	5.66	5.67
1.59	0.00	0.00	2.19	3.96	4.66	5.04	5.20	5.29	5.34	5.38	5.45	5.50	5.52	5.55	5.56
1.60	0.00	0.00	2.03	3.83	4.54	4.92	5.08	5.17	5.23	5.27	5.33	5.38	5.41	5.43	5.44
1.61	0.00	0.00	1.87	3.69	4.41	4.81	4.97	5.06	5.12	5.16	5.22	5.27	5.30	5.32	5.33
1.62	0.00	0.00	1.72	3.57	4.30	4.69	4.86	4.95	5.01	5.04	5.11	5.16	5.19	5.21	5.23
1.63	0.00	0.00	1.57	3.44	4.18	4.58	4.75	4.84	4.90	4.94	5.01	5.06	5.08	5.11	5.12
1.64	0.00	0.00	1.42	3.31	4.06	4.47	4.64	4.73	4.79	4.83	4.90	4.95	4.98	5.00	5.01
1.65	0.00	0.00	1.28	3.19	3.95	4.36	4.53	4.62	4.68	4.72	4.79	4.85	4.87	4.90	4.91
1.66	0.00	0.00	1.15	3.07	3.84	4.25	4.43	4.52	4.58	4.62	4.69	4.74	4.77	4.80	4.81
1.67	0.00	0.00	1.02	2.95	3.73	4.15	4.32	4.42	4.48	4.52	4.59	4.64	4.67	4.70	4.71
1.68	0.00	0.00	0.89	2.84	3.62	4.05	4.22	4.32	4.38	4.42	4.49	4.55	4.57	4.60	4.61
1.69	0.00	0.00	0.77	2.73	3.52	3.94	4.12	4.22	4.28	4.32	4.39	4.45	4.47	4.50	4.51
1.70	0.00	0.00	0.66	2.62	3.41	3.84	4.02	4.12	4.18	4.22	4.30	4.35	4.38	4.41	4.42
1.71	0.00	0.00	0.55	2.51	3.31	3.75	3.93	4.02	4.09	4.13	4.20	4.26	4.29	4.31	4.32
1.72	0.00	0.00	0.45	2.41	3.21	3.65	3.83	3.93	3.99	4.04	4.11	4.17	4.19	4.22	4.23
1.73	0.00	0.00	0.36	2.30	3.11	3.56	3.74	3.84	3.90	3.94	4.02	4.08	4.10	4.13	4.14
1.74	0.00	0.00	0.27	2.20	3.02	3.46	3.65	3.75	3.81	3.85	3.93	3.99	4.01	4.04	4.05
1.75	0.00	0.00	0.19	2.11	2.93	3.37	3.56	3.66	3.72	3.77	3.84	3.90	3.93	3.95	3.97
1.76	0.00	0.00	0.12	2.01	2.83	3.28	3.47	3.57	3.63	3.68	3.76	3.81	3.84	3.87	3.88
1.77	0.00	0.00	0.06	1.92	2.74	3.20	3.38	3.48	3.55	3.59	3.67	3.73	3.76	3.78	3.80
1.78	0.00	0.00	0.02	1.83	2.66	3.11	3.30	3.40	3.47	3.51	3.59	3.64	3.67	3.70	3.71
1.79	0.00	0.00	0.00	1.74	2.57	3.03	3.21	3.32	3.38	3.43	3.51	3.56	3.59	3.62	3.63
1.80	0.00	0.00	0.00	1.65	2.49	2.94	3.13	3.24	3.30	3.35	3.43	3.48	3.51	3.54	3.55
1.81	0.00	0.00	0.00	1.57	2.40	2.86	3.05	3.16	3.22	3.27	3.35	3.40	3.43	3.46	3.47
1.82	0.00	0.00	0.00	1.49	2.32	2.79	2.98	3.08	3.15	3.19	3.27	3.33	3.36	3.38	3.40
1.83	0.00	0.00	0.00	1.41	2.25	2.71	2.90	3.00	3.07	3.11	3.19	3.25	3.28	3.31	3.32
1.84	0.00	0.00	0.00	1.34	2.17	2.63	2.82	2.93	2.99	3.04	3.12	3.18	3.21	3.23	3.25
1.85	0.00	0.00	0.00	1.26	2.09	2.56	2.75	2.85	2.92	2.97	3.05	3.10	3.13	3.16	3.17
1.86	0.00	0.00	0.00	1.19	2.02	2.48	2.68	2.78	2.85	2.89	2.97	3.03	3.06	3.09	3.10
1.87	0.00	0.00	0.00	1.12	1.95	2.41	2.61	2.71	2.78	2.82	2.90	2.96	2.99	3.02	3.03
1.88	0.00	0.00	0.00	1.06	1.88	2.34	2.54	2.64	2.71	2.75	2.83	2.89	2.92	2.95	2.96
1.89	0.00	0.00	0.00	0.99	1.81	2.28	2.47	2.57	2.64	2.69	2.77	2.83	2.85	2.88	2.90

QUADRO 3.29 – PORCENTAGEM ESTIMADA DE NÃO-CONFORMES DO LOTE PLANOS COM VARIABILIDADE DESCONHECIDA

FONTE: NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

No estudo feito neste capítulo quanto aos planos de amostragem com variabilidade conhecida e desconhecida, foram apresentados quadros para regime de inspeção normal e severa. A norma ANSI/ASQ Z1.9 traz, também, quadros com regime de inspeção reduzida.

### 3.2.2 Construção do quadro da proporção de não-conformes e a relação entre $k$ e $M$

No segundo capítulo foi mostrado como são encontrados os percentuais de itens não-conformes estimados para o lote por meio de procedimentos matemáticos para lotes produzidos por um processo com variabilidade conhecida, e por meio de nomogramas para lotes vindos de um processo com variabilidade desconhecida. Também foi apresentada a relação existente entre a constante de aceitabilidade  $k$  e a máxima porcentagem de defeituosos permissível para o lote  $M$  em planos com desvio padrão conhecido.

Nesta seção será mostrado como encontrar a proporção de não-conformes para o lote e a relação entre  $k$  e  $M$  em planos para processos com variabilidade desconhecida.

Um estudo feito por Lieberman e Resnikoff (1955) mostra que a proporção estimada de não-conformes para o limite superior  $p_{LSE}$  e para o limite inferior  $p_{LIE}$  são dadas por:

$$p_{LSE} = \begin{cases} d\beta\left(\frac{n-2}{2}, \frac{n-2}{2}, z_{LSE}\right) & \text{para } 0 < z_{LSE} < 1 \\ 0 & \text{para } z_{LSE} \leq 0 \\ 1 & \text{para } z_{LSE} \geq 1 \end{cases} \quad (3.3)$$

$$p_{LIE} = \begin{cases} d\beta\left(\frac{n-2}{2}, \frac{n-2}{2}, z_{LIE}\right) & \text{para } 0 < z_{LIE} < 1 \\ 0 & \text{para } z_{LIE} \leq 0 \\ 1 & \text{para } z_{LIE} \geq 1 \end{cases} \quad (3.4)$$

A proporção  $p = p_{LSE} + p_{LIE}$  para ambos os limite superior e limite inferior de especificação é obtida da forma:

$$p = d\beta\left(\frac{n-2}{2}, \frac{n-2}{2}, z_{LSE}\right) + d\beta\left(\frac{n-2}{2}, \frac{n-2}{2}, z_{LIE}\right) \quad (3.5)$$

onde

$$z_{LSE} = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \frac{LSE - \bar{x}}{s} \frac{\sqrt{n}}{n-1}$$

e

$$z_{LIE} = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \frac{\bar{x} - LIE}{s} \frac{\sqrt{n}}{n-1}$$

$d\beta$  denota a distribuição beta incompleta com parâmetros  $(n-2)/2$ ,  $(n-2)/2$ , e  $z_{LSE}$  ou  $z_{LIE}$ . A distribuição beta incompleta é dada pela expressão:

$$d\beta(a, b, z) = \frac{1}{\beta(a, b)} \int_0^z t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt \quad (3.6)$$

onde  $\beta(a, b)$  é distribuição beta:

$$\beta(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt \quad (3.7)$$

Existe uma relação entre os valores da constante de aceitabilidade  $k$  nos quadros que definem planos amostrais com desvio padrão desconhecido com a máxima proporção de não-conformes  $M$ . Essa relação é a seguinte:

$$k = \frac{n-1}{\sqrt{n}} (1 - 2\beta_M) \quad (3.8)$$

onde  $\beta_M$  fica definido por

$$d\beta\left(\frac{n-2}{2}, \frac{n-2}{2}, \beta_M\right) = M \quad (3.9)$$

e  $k$  pode ser obtido por

$$k = \sqrt{\frac{n-1}{n}} x \quad (3.10)$$

onde  $x$  é um valor obtido da distribuição t não central. Chega-se à distribuição t-não central como está descrito a seguir.

Se  $z$  é uma variável aleatória com distribuição Gaussiana com media zero e variância unitária, e  $w$  uma variável aleatória com distribuição Qui-Quadrado com  $f$  graus de liberdade, sendo  $w$  distribuída independentemente de  $z$ . A distribuição t não-central com  $f$  graus de liberdade e parâmetro de não-centralidade  $\delta$  é definida como:

$$t = \frac{z + \delta}{\sqrt{w}} \quad (3.11)$$

A função densidade de probabilidade t não-central é dada por:

$$h(f, \delta, t) = \frac{f!}{2^{\frac{f-1}{2}} \Gamma\left(\frac{f}{2}\right) \sqrt{\pi f}} e^{-\frac{1}{2} \frac{f \delta^2}{f+t^2}} \left(\frac{f}{f+t^2}\right)^{\frac{f+1}{2}} \int_0^{\infty} \frac{v^f}{f!} e^{-\frac{1}{2} \left(v - \frac{\delta t}{\sqrt{f+t^2}}\right)^2} dv \quad (3.12)$$

onde  $\Gamma$  representa a função Gama:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt \quad (3.13)$$

Os parâmetros e o uso da distribuição t não central para encontrar planos amostrais serão discutidos na próxima seção que trata da construção de curvas CO.

### 3.2.3 Construção de curvas CO e determinação de parâmetros de um plano amostral da norma ANSI/ASQ Z1.9

Conforme Lieberman e Resnikoff (1957), os gráficos das curvas CO contidos no padrão militar MIL-STD-414 foram desenhados utilizando a distribuição t não central acumulada e considerando especificação bilateral. As curvas para especificação unilateral são equivalentes, isto é, fornecem a mesma proteção.

Com já mencionado, os quadros gerados desde a primeira versão do padrão militar foram mantidos nas suas revisões e são os mesmos encontrados na norma ANSI/ASQ Z1.9 com revisão no ano de 2003. As curvas CO para esta recente revisão foram desenhadas da mesma forma. A seguir dá-se um estudo feito em Lieberman e Resnikoff (1957), onde é mostrado como foram criadas estas curvas e como encontrar os parâmetros necessários para definir um plano amostral para variáveis quando a variabilidade do processo for desconhecida.

Supondo que a característica da qualidade sob análise tenha apenas especificação unilateral superior e fazendo uso da forma 1, o lote será aceito se  $(LSE - \bar{x})/s \geq k$ . Multiplicando ambos os lados da desigualdade  $(LSE - \bar{x})/s \geq k$  por  $\sqrt{n}$ , tem-se:

$$\frac{LSE - \bar{x}}{s/\sqrt{n}} \geq k\sqrt{n} \quad (3.14)$$

agora subtraindo e somando a média  $\mu$  que é média conhecida do processo ao lado esquerdo da inequação 3.14 e dividindo numerador e denominador pelo desvio padrão conhecido  $\sigma$ , obtém-se:

$$\frac{\frac{\sqrt{n}(LSE - \mu)}{\sigma} - \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu)}{\sigma}}{\frac{s}{\sigma}} \geq k\sqrt{n} \quad (3.15)$$

A expressão do lado esquerdo tem uma distribuição t não central com  $f = n - 1$  graus de liberdade e parâmetro de não centralidade dado por:

$$\delta = \frac{\sqrt{n}(LSE - \mu)}{\sigma} \quad (3.16)$$

O critério de aceitação pode ser reescrito como:

$$t \geq \sqrt{n} k \quad (3.17)$$

A curva CO pode ser construída obtendo a probabilidade de aceitação para determinados valores da fração de não-conformes  $p$ . A probabilidade de aceitação para uma porcentagem  $p$  de não-conformes utilizando a distribuição t não central é encontrada por meio da expressão

$$\begin{aligned} P(t \geq \sqrt{n}k) &= 1 - P(t \leq \sqrt{n}k) \\ &= 1 - P\left(\frac{t}{\sqrt{n-1}} \leq \sqrt{\frac{n}{n-1}}k\right) \\ &= 1 - P_{nc}\left(n-1, \sqrt{n}\Phi^{-1}(1-p), \sqrt{\frac{n}{n-1}}k\right) \end{aligned} \quad (3.18)$$

Supondo que certo plano amostral tenha como parâmetros  $n = 10$  e  $k = 1,71$ . Esses valores correspondem a um plano com NQA igual a 1%, código alfabético F e regime de inspeção normal. A probabilidade de aceitação para determinados valores de  $p$  podem ser calculados com uso da equação 3.18. Assim, pode-se desenhar a curva CO para o plano amostral desejado. O quadro abaixo mostra os valores da probabilidade de aceitação para alguns valores de  $p$ .

$p$	$\delta = \sqrt{n}\Phi^{-1}(1-p)$	Probabilidade de Aceitação: $1 - P_{inc}\left(9, \sqrt{10}\Phi^{-1}(1-p), \sqrt{\frac{10}{9}}1,71\right)$
0,001	9,7721	0,9965
0,007	7,9441	0,9493
0,01	7,3564	0,9018
0,02	6,4944	0,7812
0,03	5,9476	0,6715
0,04	5,5362	0,5760
0,05	5,2015	0,4937
0,06	4,9166	0,4232
0,07	4,6669	0,3628
0,08	4,4432	0,3112
0,09	4,2398	0,2670
0,10	4,0526	0,2291
0,15	3,2775	0,1065

QUADRO 3.30 – CONSTRUÇÃO CURVA CO DE UM PLANO AMOSTRAL COM DESVIO PADRÃO DESCONHECIDO

FONTE: O autor (2009)

Como apresentado na seção anterior, a constante de aceitabilidade  $k$  pode ser determinada pela equação 3.10. Para encontrar o valor de  $k$  é preciso conhecer o tamanho da amostra para o plano amostral e o valor de  $x$  é obtido com uso da distribuição t não-central. O valor de  $x$  é calculado a partir de:

$$x_{inc}\left(n-1, \sqrt{n}\Phi^{-1}(1-p), P_a\right) \quad (3.19)$$

A expressão 3.19 significa que dado um tamanho de amostra  $n$  e certa fração de não-conformes  $p$ , deseja-se encontrar um valor  $x$  no domínio da distribuição t não central acumulada que corresponda a uma probabilidade de aceitação esperada. O quadro acima mostra que para uma fração de não-conformes  $p=0,01$  a probabilidade de aceitação é igual a 0,9018, substituindo na expressão 3.18 o valor de  $x$  fica:  $x_{inc}(9; 7,3564; 0,9018) = 1,8025$ . Então  $k = x / \sqrt{n/n-1} = 1,8025 / \sqrt{10/9} \approx 1,71$ .

Os planos amostrais da norma ANSI/ASQ Z1.4 são encontrados determinando uma curva CO que passe por dois pontos especificados  $(p_1, 1-\alpha)$  e  $(p_2, \beta)$ . Estes planos podem ser definidos utilizando a distribuição t não-central da seguinte forma:

$$\begin{cases} P_{mc}(n-1, \Phi^{-1}(1-p_1), x) = \alpha \\ P_{mc}(n-1, \Phi^{-1}(1-p_2), x) = 1-\beta \end{cases} \quad (3.20)$$

A resolução do sistema não-linear acima deve satisfazer as equações para as variáveis  $n$  e  $x$ , de forma a obter as probabilidades mais próximas possíveis de  $\alpha$  e  $1-\beta$ . Com os valores  $n$  e  $x$  encontrados, determina-se o valor de  $k$  e  $M$  com uso das equações 3.8, 3.9 e 3.10. Em resumo, defini-se os parâmetros de plano amostral para variáveis com dois pontos específicos da curva CO, podendo aplicar tanto a forma 1 como a forma 2 para o sentenciamento do lote.

### 3.3 MUDANÇA DE PLANOS AMOSTRAIS ENTRE NORMAS

As normas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9 oferecem a grande vantagem de seus planos serem diretamente compatíveis. A mudança pode ser feita em planos de amostragem simples e regime de inspeção normal. O QUADRO 3.31 ilustra os tamanhos de amostras da norma para variáveis e os códigos alfabéticos a serem utilizados na mudança de plano onde a característica da qualidade é um atributo para outro onde a característica da qualidade é uma variável, ou vice e versa.

ANSI/ASQ Z1.9 (2003) Tamanho da amostra, com regime de inspeção normal e nível II	ANSI/ASQ Z1.9 (2003) Código Alfabético	ANSI/ASQ Z1.4 (2003) Código Alfabético
3	B	B
4	C	C
5	D	D
7	E	E
10	F	F
15	G	G
20	H	H
25	I	H
35	J	J
<b>Continua</b>		

Conclusão		
50	K	K
75	L	L
100	M	M
150	N	N
200	P	P

QUADRO 3.31 – TAMANHOS AMOSTRAIS DA NORMA ANSI/ASQ Z1.9 E CÓDIGOS ALFABÉTICOS PARA A MUDANÇA DE PLANOS ENTRE AS NORMAS ANSI/ASQ Z1.4 E ANSI/ASQ Z1.9.

FONTE: Adaptado de NORMA ANSI/ASQ Z1.9 (2003)

Nota-se que há equivalência entre os códigos alfabéticos das duas normas, a menos para o código alfabético I da norma ANSI/ASQ Z1.9 que corresponde ao código H na mudança para a norma ANSI/ASQ Z1.4. A mudança de plano de uma norma para outra é feita observando-se a permanência do código alfabético no QUADRO 3.31 e mantendo-se o NQA especificado.

Ao passar de um plano para variáveis a um plano para atributos considera-se como item não-conforme aquele que apresentar a medida da característica da qualidade fora do valor tolerado.

### 3.4 TRABALHOS RELACIONADOS ÀS NORMAS NBR-5426 E NBR-5429

As normas NBR-5426 e NBR-5427 são referências no Brasil quanto aos procedimentos de inspeção por atributos e variáveis, respectivamente. A seguir estão alguns trabalhos que aplicaram essas normas .

Em Souza (2005) são estudados casos referentes à prestadoras de serviços de construção e montagem de empreendimentos. Onde recomenda-se a utilização por prestadoras de serviços, quando for aplicada a amostragem, utilizar a NBR-5426 na inspeção por atributos.

Moreira (2004) avalia resultados de percepção da qualidade obtidos de pesquisas nas indústrias de confecções de roupas, no tocante à qualidade de um determinado produto têxtil. Os critérios de aceitação e rejeição foram estabelecidos conforme a norma NBR-5426. Foram avaliadas características como: Tangibilidade, Confiabilidade e Empatia.



Russo (2002) faz uma análise em gráficos de controle para variáveis, contínuas e discretas, em uma indústria têxtil. Neste trabalho surge a necessidade de da obtenção de medidas da pesagem de bobinas de fitas de polipropileno. A norma NBR-5429, inspeção para variáveis, é utilizada para verificar se a fita atendia às especificações exigidas na linha de produção.

#### 4 APRESENTAÇÃO E APLICAÇÃO DO SOFTWARE PLANINSP

O software Planinsp desenvolvido neste trabalho é uma ferramenta computacional para definição e análise de planos amostrais segundo as normas ANSI/ASQ Z1.4 e ANSI/ASQ Z1.9. Esta ferramenta criada em ambiente Borland C++ Builder na plataforma Windows apresenta interface gráfica de fácil manipulação pelo usuário. As obras consultadas sobre o compilador C++ Builder neste trabalho foram: Alves, 2005; Deitel e Deitel, 2001; Dias, 2000; Mateus, 2000. A próxima figura apresenta o software Planinsp ao ser inicializado.

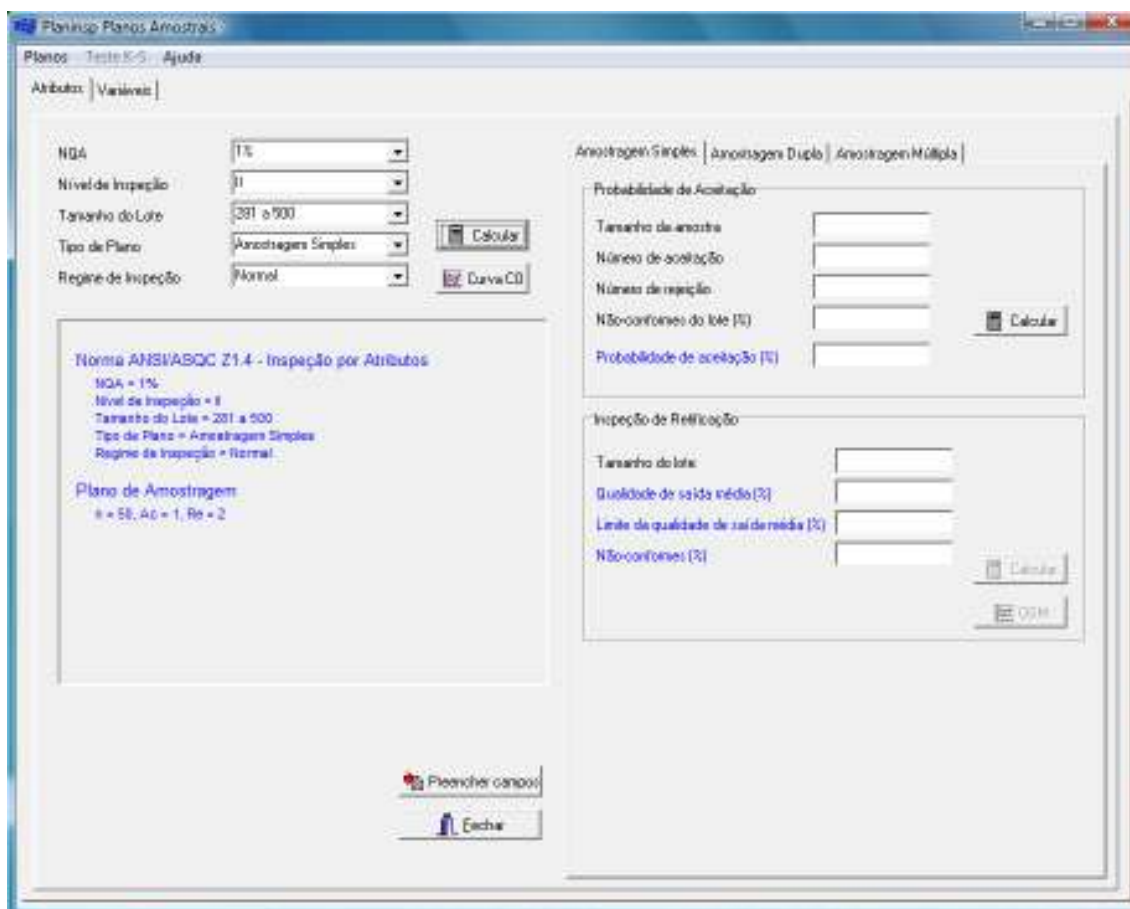


FIGURA 4.1 – TELA INICIAL DO SOFTWARE PLANISNP

FONTE: O autor (2009)

## 4.1 APRESENTAÇÃO

### 4.1.1 Aba atributos

Ao iniciar a aplicação o usuário deve escolher no menu Planos ou diretamente nas abas o tipo de plano a ser aplicado conforme a característica da qualidade ser um atributo ou uma variável. A aba atributos trás cinco componentes com uma seta lateral que ao ser clicada abre uma lista de opções, esse componente é chamado de *combobox* onde serão feitas as escolhas para definição de um plano amostral. Nestes componentes serão escolhidos o NQA, o Nível de Inspeção, o Tamanho do Lote, o Tipo de Plano e o Regime de Inspeção, todos com os valores e itens já descritos da norma ANSI/ASQ Z1.4.

No retângulo abaixo dos campos *combobox* são mostradas as escolhas do usuário juntamente com o plano amostral a ser aplicado, como ilustrado na FIGURA 4.2. O botão Preencher campos faz uma cópia dos valores que definem o plano amostral para o segundo conjunto de abas, onde poderá ser feita uma análise do plano amostral escolhido. Ao clicar no botão Preencher campos, automaticamente é selecionada a aba segundo o tipo de plano escolhido: Amostragem Simples, Amostragem Dupla ou Amostragem Múltipla. As FIGURAS 4.2, 4.3 e 4.4 abaixo apresentam separadamente estas abas.

Amostragem Simples | Amostragem Dupla | Amostragem Múltipla

Probabilidade de Aceitação

Tamanho da amostra: 50

Número de aceitação: 1

Número de rejeição: 2

Não-conformes do lote (%): 1,00

Calcular

Probabilidade de aceitação do lote (%): 91,05647

Inspeção de Retificação

Tamanho do lote: 500

Qualidade de saída média (%): 0,81951

Limite da qualidade de saída média (%): 1,50277

Não-conformes (%): 3,18500

Calcular

QSM

FIGURA 4.2 – ABA AMOSTRAGEM SIMPLES

FONTE: O autor (2009)

Amostragem Simples | Amostragem Dupla | Amostragem Múltipla

Probabilidade de Aceitação

Tamanho das amostras: 32

Não-conformes do lote (%): 1,00

Estágio	Num Aceitação	Num Rejeição
1	0	2
2	1	2

Calcular

Amostra	Prob. Aceitação	Prob. Rejeição
1	72,49804	4,06826
2	16,98898	6,44473

Probabilidade de aceitação do lote = 89,48702 %

Inspeção de Retificação

Tamanho do lote: 500

Qualidade de saída média (%): 0,82673

Limite da qualidade de saída média (%): 1,42830

Não-conformes (%): 3,04750

Calcular

QSM

FIGURA 4.3 – ABA AMOSTRAGEM DUPLA

FONTE: O autor (2009)

Amostragem Simples | Amostragem Dupla | Amostragem Múltipla

Probabilidade de Aceitação

Tamanho das amostras: 13

Não-conformes do lote (%): 1,00

Estágio	Num Aceitação	Num Rejeição
1	-1	2
2	-1	2
3	0	2
4	0	3
5	1	3
6	1	3
7	2	3

Calcular

4	0,00000	0,19296
5	20,49826	0,54502
6	0,00000	0,65935
7	4,14544	0,57859

Probabilidade de aceitação do lote = 92,21660 %

Inspeção de Retificação

Tamanho do lote: 500

Qualidade de saída média (%): 0,83527

Limite da Qualidade de saída média (%): 1,43046

Não-conformes (%): 2,83500

Calcular

QSM

FIGURA 4.4 – ABA AMOSTRAGEM MÚLTIPLA

FONTE: O autor (2009)

Os campos precedidos por palavras com fonte azul são campos resposta. note que os valores nos campos resposta são aproximadamente os mesmos para os três tipos de amostragem. Isso ocorre pela razão de os planos serem essencialmente os mesmos, isto é, apresentam a mesma proteção tanto para o fornecedor quanto para o comprador. Alguns números de aceitação de planos com amostragem múltipla podem aparecer com o valor -1, indicando que a aceitação do lote não é possível para este estágio. A análise feita na FIGURA 4.4 indica que o lote só poderá ser aceito a partir da terceira amostra, mas pode ser rejeitado já na primeira amostra.

Os valores nos campos da FIGURA 4.2, 4.3 e 4.4 são referentes ao plano amostral da FIGURA 4.1. Utilizando amostragem simples os lotes que chegam à inspeção de recebimento têm 91,06% de probabilidade de serem aceitos. Aplicando a inspeção de retificação nos termos da norma ANSI/ASQ Z1.4 a qualidade de saída dos lotes em média será de 0,81951%, não sendo pior que 1,50277% e esta pior qualidade média na saída dos lotes acontecerá quando a fração de não conformes for igual a 3,18500%. Esta análise é a mesma nas abas de amostragem dupla e múltipla. Também são calculadas na amostragem dupla e múltipla a porcentagem de aceitação e de rejeição em cada amostra. A análise gráfica pode ser feita com o uso dos gráficos da curva característica de operação e pela curva de qualidade de saída média ilustrados nas FIGURAS 4.5 e 4.6.

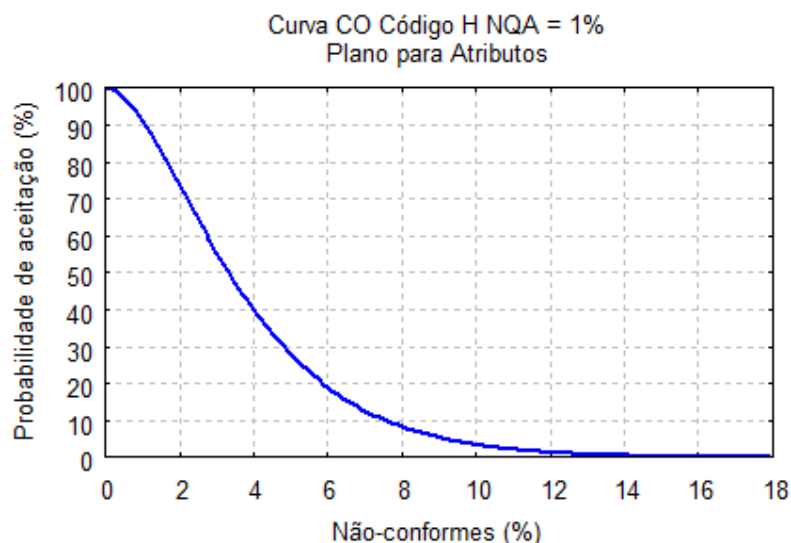


FIGURA 4.5 – CURVA CO PLANO PARA ATRIBUTOS

FONTE: O autor (2009)

Os riscos do produto e do consumidor, risco alfa e risco beta, respectivamente, são encontrados com a análise da curva característica de operação. O plano amostral que originou a curva CO da FIGURA 4.5 oferece risco alfa de 8,94% ( $1 - 91,06$ ). Já o risco beta deve ser acordado entre produtor e consumidor. Se um lote isolado não puder ultrapassar 7,55% de não-conformes, este lote terá 10% de probabilidade de ser aceito. Para se ter riscos menores, basta para este mesmo plano amostral aumentar o tamanho do lote. Lotes no intervalo 3201 a 10000 unidades o risco alfa é reduzido para 1,6% e o risco beta para 0,2%.

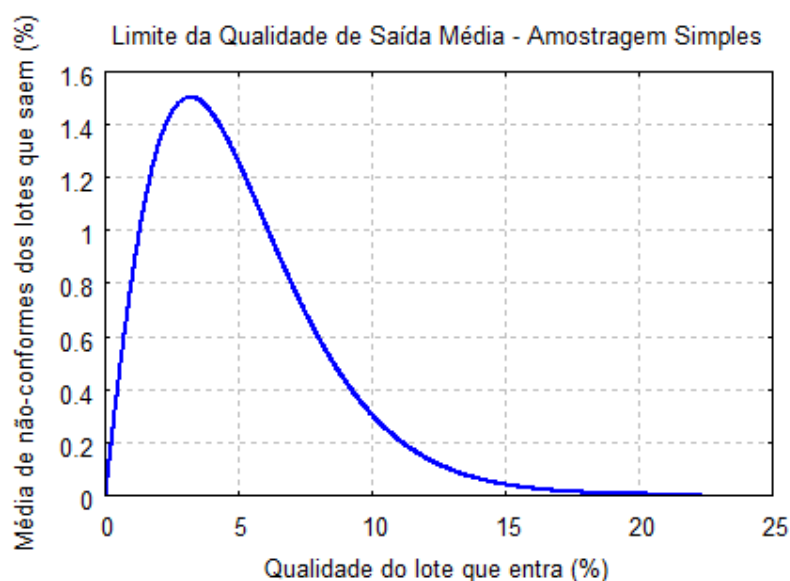


FIGURA 4.6 – CURVA QSM PLANO PARA ATRIBUTOS

FONTE: O autor (2009)

#### 4.1.2 Aba variáveis

Nesta aba as escolhas que definem um plano amostral também são feitas através do uso de componentes *combobox* e seguem as determinações da norma ANSI/ASQ Z1.9. A FIGURA abaixo apresenta a aba variáveis para um determinado plano amostral. Conforme as escolhas nos componentes *combobox* o tamanho da amostra será de vinte unidades e a máxima porcentagem permissível de não-conformes de 2,930%. Então, vinte medições da característica de interesse serão colhidas. Na planilha, muito semelhante a uma planilha do MS-Excel, foram

digitadas vinte medidas e os limites de especificação utilizados foram 12,65 no limite inferior de especificação e 12,90 no limite superior de especificação.

Planos Planos Amostras

Planos Teste K-S Ajuda

Atributos Variáveis

Tipo do Plano: DP desconhecido, 2 limites MQA LIE 1% MQA LSE 1%

Nível de Inspeção II

Tamanho do Lote 281 a 400

Regime de Inspeção Normal

Tamanho da amostra  
n = 20

Entrada com a amostra:

	A	B	C	D	E	F
1	12,76					
2	12,76					
3	12,77					
4	12,78					
5	12,78					
6	12,76					
7	12,8					
8	12,8					
9	12,8					
10	12,77					
11	12,73					
12	12,7					
13	12,71					
14	12,71					
15	Medidas					

LIE 12,65  
LSE 12,90

Estimativa de não-conformes do lote acima LSE = 0,000%  
Estimativa de não-conformes do lote abaixo LIE = 0,001%  
Máxima percentagem de não-conformes = 2,930%  
0,001% < 2,930%

Aceitar o Lote

Fechar

FIGURA 4.7 – ABA VARIÁVEIS

FONTE: O autor (2009)

Observa-se na FIGURA 4.7 que a soma das estimativas de não-conformes acima do limite superior e abaixo do limite inferior não ultrapassa o percentual 2,930% estipulado pela norma para este plano amostral, o que resulta em aceitação do lote recebido. Um gráfico da curva característica de operação está na FIGURA 4.8.

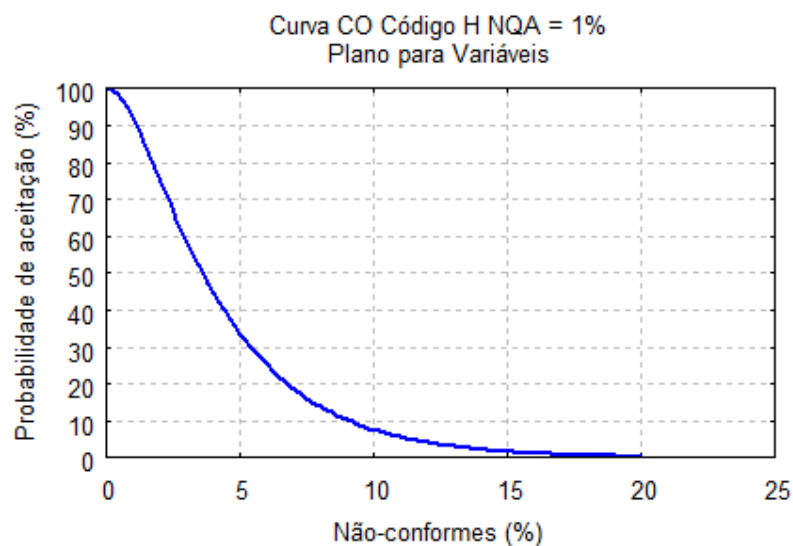


FIGURA 4.8 – CURVA CO PLANO PARA VARIÁVEIS

FONTE: O autor (2009)

#### 4.1.3 Menu Teste K-S

A exigência de que as medidas obtidas das amostras venham de uma distribuição Gaussiana é verificada através do menu Teste K-S. Este menu abrirá um formulário para inserção da amostra, como ilustrado na FIGURA 4.9. A verificação é realizada pelo teste de aderência Kolmogorov-Smirnov com níveis de significância de 0,20; 0,10; 0,05; 0,02 e 0,01. Lembrando, se a amostra não vier de uma distribuição Gaussiana, a norma ANSI/ASQ Z1.9 não poderá ser utilizada. Se a amostra tem grande desvio de Gaussianidade a aplicação da norma se fará sob a pena de erros no sentenciamento de lotes, causados pelo cálculo equivocado da porcentagem de não-conformes.



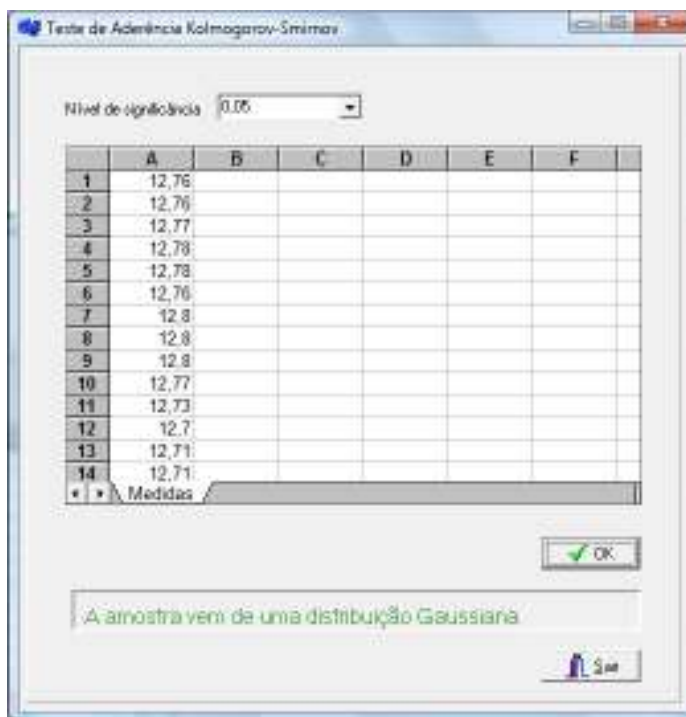


FIGURA 4.9 – TESTE DE ADERÊNCIA KOLMOGOROV-SMIRNOV

FONTE: O autor (2009)

## 4.2 APLICAÇÃO

### 4.2.1 Dados reais

Neste seção será feita a aplicação de dados reais no software Planinsp com informações de uma montadora automobilística instalada na região da cidade de Curitiba. Esses dados poderiam ser de qualquer outra instituição que receba produtos em lotes e deseja verificar a sua qualidade no início do processo de produção. Mais adiante, dados gerados por simulação serão considerados para um estudo mais abrangente do software construído neste trabalho.

Atualmente, esta montadora recebe produtos de vários fornecedores, inclusive de empresas instaladas em outros países. Na prática, produtos vindos do exterior ou de regiões distantes não podem ser devolvidos para que o fornecedor faça a inspeção e retorne lotes de melhor qualidade. Se isto fosse feito, o custo com transporte seria inviável. Além disso, causaria atrasos no cronograma da produção. O cliente ao receber o produto sente a necessidade de fazer a inspeção para não ter problemas na linha de produção. No caso da indústria automobilística um item não

conforme pode causar o mau ou não funcionamento dos veículos fabricados. Quando uma montadora descobre a falha de algum componente é feito o chamado *Recall*, onde os veículos que foram fabricados utilizando peças de um lote com unidades não-conformes são chamados a retornarem à montadora para substituição do item que pode gerar problemas no veículo, e isso reflete grande custo financeiro. Então a idéia é evitar ao máximo a entrada de itens não-conformes.

É prática comum, principalmente em grandes empresas, na realização do contrato de fornecimento de produtos constar a garantia assegurada. Esta garante a cobertura, por parte do fornecedor, de prejuízos causados aos seus clientes na utilização de itens considerados de má qualidade. Mas nenhuma empresa quer ter sua imagem degradada diante o consumidor, daí a importância da utilização de uma ferramenta com base estatística para fazer a amostragem e consequente verificação da qualidade de produtos.

Para a montadora acima citada, os seus fornecedores, que são, também, fornecedores de outras grandes montadoras, não fazem uso de uma ferramenta estruturada para inspeção. Surgindo, então, a necessidade de ser feita a inspeção no recebimento de lotes. Hoje, a montadora considera que alguns produtos devem passar por inspeção, e esta inspeção é feita em todo o lote, ou seja, é feita inspeção 100%. É claro que a inspeção completa gera um custo desnecessário.

Um dos produtos que passam por inspeção completa é a bateria veicular. Neste produto são verificadas características por atributos como: cor do olho mágico (que indica cor verde para bateria carregada e amarelo ou preto quando houver problemas na carga), presença de graxa, líquidos na parte externa, vazamentos, riscos e fissuras. Das características por variáveis são verificadas a tensão (em Volts) e a massa da bateria (em Kg). No caso das baterias veiculares os lotes contém 400 unidades e o processo do fornecedor produz no máximo 1% de não-conformes. No software Planinsp são atribuídos NQA = 1%, Nível de inspeção = II, Tamanho do lote = 281 a 500, Tipo do plano = Amostragem simples e Regime de inspeção = Normal. O plano amostral que deverá ser utilizado para atributos será  $n=50$ ,  $Ac=1$  e  $Re=2$ . Já para variáveis,  $n=20$  ao atribuir Tipo do plano = DP desconhecido, 2 limites, Nível de inspeção = II, Tamanho do lote = 281 a 400, Regime de inspeção = Normal, NQA LIE = NQA LSE = 1%. A aplicação desses planos pode ser acompanhada no quadro abaixo:

Plano para Variáveis	
Tensão da Bateria	Massa da Bateria
Média = 12,775 V	Média = 13,00 Kg
LIE = 12,65 V, LSE = 12,90 V	LIE = 12,00Kg, LSE = 14,00 Kg
Lote = 400 unidades	Lote = 400 unidades
Medidas ( $n = 20$ ):	Medidas ( $n = 20$ ):
12,76; 12,76; 12,77; 12,78; 12,78;	13,28; 13,26; 13,26; 13,24; 13,36;
12,76; 12,80; 12,80; 12,80; 12,77;	13,32; 13,24; 13,16; 13,20; 13,18;
12,73; 12,70; 12,71; 12,71; 12,73;	13,26; 12,96; 13,06; 13,16; 13,20;
12,71; 12,78; 12,77; 12,75; 12,77.	13,02; 13,26; 13,02; 13,24; 12,96.
Obs: Para a característica Tensão da Bateria o lote é aceito como mostra a FIGURA 4.7. A verificação de Gaussianidade esta na FIGURA 4.9. Para a característica Massa da Bateria os resultados são os mesmos.	
Plano para Atributos	
Das 50 amostras retiradas aleatoriamente de um lote de 400 unidades, foram verificadas várias características como: presença de graxa e vazamentos. Nenhuma unidade apresentou características não conformes, portanto o lote foi aceito já que $Ac = 1$ .	

QUADRO 4.1 – APLICAÇÃO PLANO AMOSTRAL COM DADOS REAIS

FONTE: O autor (2009)

A figura seguinte apresenta uma peça chamada Concha Inferior utilizada na montagem de um veículo. Nela existem vários pontos denominados 23Y, 5Z, 27X, e assim por diante. Esses pontos são características da qualidade que devem ser aferidos para certificar se a peça foi produzida dentro das especificações exigidas.

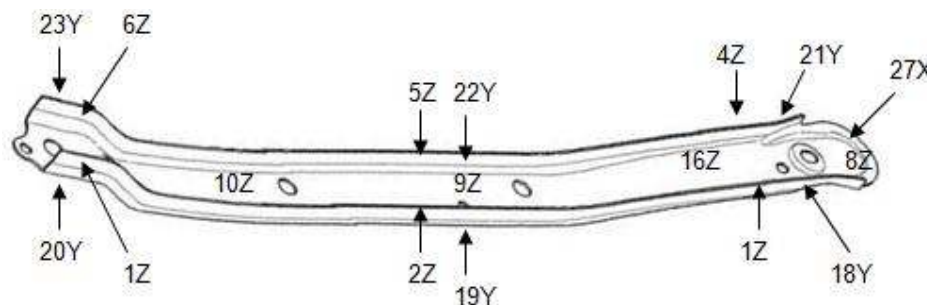


FIGURA 4.10 – CONCHA INFERIOR

FONTE: MONTADORA DE AUTOMÓVEIS (2009)

Outra peça utilizada na montagem de veículos é a *Travessa Dianteira*, mostrada na FIGURA 4.11. Nesta peça também há várias características da qualidade que devem ser verificadas.

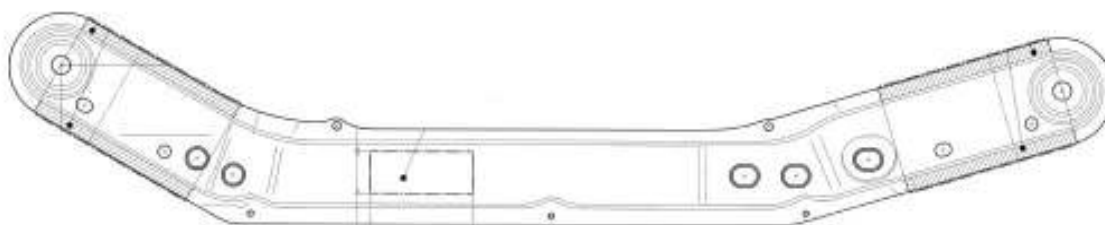


FIGURA 4.11 – TRAVESSA DIANTEIRA

FONTE: MONTADORA DE AUTOMÓVEIS (2009)

A Travessa Dianteira é recebida em lotes de 300 unidades. Quatro das vinte características variáveis que devem ser medidas são: Datum B, XY24, XY37 e XY41. A porcentagem de não-conformes não pode ser superior a 0,27%, como este percentual não está entre os percentuais preferenciais da norma ANSI/ASQ Z1.9, o NQA atribuído deve ser de 0,25%. Que é o percentual imediatamente inferior ao NQA desejado. Em todas essas características os componentes *combobox* disponibilizarão as seguintes escolhas: Tipo do Plano = DP desconhecido, 2 limites, Nível de Inspeção = II, Tamanho do Lote = 281 a 500, Regime de Inspeção = Normal e NQA LIE = NQA LSE = 0,25%. Resultando em uma amostra de tamanho 20. O quadro seguinte mostra as características e suas medidas:

DATUM B	XY24	XY37	XY41
Nominal = 18 mm LIE = 17,5 mm LSE = 18,5 mm	Nominal = 12,2 mm LIE = 12 mm LSE = 12,4 mm	Nominal = 5,7 mm LIE = 5,65 mm LSE = 5,75 mm	Nominal = 8,2 mm LIE = 8 mm LSE = 8,4 mm
Medidas (n = 20)	Medidas (n = 20)	Medidas (n = 20)	Medidas (n = 20)
18,244	12,412	5,674	8,294
18,219	12,420	5,672	8,451
18,247	12,423	5,685	8,328
18,240	12,398	5,668	8,456
18,244	12,429	5,672	8,457
18,248	12,451	5,666	8,151
18,253	12,431	5,674	8,452
18,239	12,425	5,666	8,451
18,254	12,516	5,672	8,451
18,230	12,393	5,662	8,433
18,222	12,400	5,668	8,363
18,231	12,409	5,669	8,438
18,223	12,405	5,663	8,443
18,234	12,403	5,663	8,437
18,238	12,407	5,665	8,387
18,237	12,400	5,667	8,281
18,232	12,398	5,665	8,442
18,238	12,408	5,657	8,418
18,236	12,390	5,664	8,434
18,224	12,394	5,663	8,429

QUADRO 4.2 – AMOSTRAS CARACTERÍSTICAS DA QUALIDADE COM VALORES REAIS

FONTE: O autor (2009)

As quatro amostras do QUADRO 4.2 seguem uma distribuição Gaussiana. Assim a norma ANSI/ASQ Z1.9 pode ser aplicada. Se pelo menos uma das quatro amostras apresentar porcentagem de não-conformes acima do máximo permitido pela norma, o lote todo deverá ser rejeitado. Os resultados para essas variáveis estão dispostos a seguir.

- DATUM B

Sentenciamento do Lote

Entrar com a amostra:

	DATUM B	XY24	XY37	XY41	E	F
1	18,244	12,412	5,674	8,294		
2	18,219	12,42	5,672	8,451		
3	18,247	12,423	5,685	8,328		
4	18,24	12,398	5,668	8,456		
5	18,244	12,429	5,672	8,457		
6	18,248	12,451	5,666	8,151		
7	18,253	12,431	5,674	8,452		
8	18,239	12,425	5,666	8,451		
9	18,254	12,516	5,672	8,451		
10	18,23	12,393	5,662	8,433		
11	18,222	12,4	5,668	8,363		
12	18,231	12,409	5,669	8,438		
13	18,223	12,405	5,663	8,443		
14	18,234	12,403	5,663	8,437		

LIE 17,5

LSE 18,5

OK

Estimativa de não-conformes do lote acima LSE = 0,000%  
 Estimativa de não-conformes do lote abaixo LIE = 0,000%  
 Máxima porcentagem de não-conformes = 0,864%

0,000% < 0,864%

Aceitar o Lote

FIGURA 4.12 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA DATUM B

FONTE: O autor (2009)

- XY37

Sentenciamento do Lote

Entrar com a amostra:

	DATUM B	XY24	XY37	XY41	E	F
1	18,244	12,412	5,674	8,294		
2	18,219	12,42	5,672	8,451		
3	18,247	12,423	5,685	8,328		
4	18,24	12,398	5,668	8,456		
5	18,244	12,429	5,672	8,457		
6	18,248	12,451	5,666	8,151		
7	18,253	12,431	5,674	8,452		
8	18,239	12,425	5,666	8,451		
9	18,254	12,516	5,672	8,451		
10	18,23	12,393	5,662	8,433		
11	18,222	12,4	5,668	8,363		
12	18,231	12,409	5,669	8,438		
13	18,223	12,405	5,663	8,443		
14	18,234	12,403	5,663	8,437		

LIE 5,65

LSE 5,75

OK

Estimativa de não-conformes do lote acima LSE = 0,000%  
 Estimativa de não-conformes do lote abaixo LIE = 0,028%  
 Máxima porcentagem de não-conformes = 0,864%

0,028% < 0,864%

Aceitar o Lote

FIGURA 4.13 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA XY37

FONTE: O autor (2009)

- XY41

Sentenciamento do Lote

Entrar com a amostra:

	DATUM B	XY24	XY37	XY41	E	F
1	18,244	12,412	5,674	8,294		
2	18,219	12,42	5,672	8,451		
3	18,247	12,423	5,685	8,328		
4	18,24	12,398	5,668	8,456		
5	18,244	12,429	5,672	8,457		
6	18,248	12,451	5,666	8,151		
7	18,253	12,431	5,674	8,452		
8	18,239	12,425	5,666	8,451		
9	18,254	12,516	5,672	8,451		
10	18,23	12,393	5,662	8,433		
11	18,222	12,4	5,668	8,363		
12	18,231	12,409	5,669	8,438		
13	18,223	12,405	5,663	8,443		
14	18,234	12,403	5,663	8,437		

Medidas

LIE 8

LSE 8,4

OK

Estimativa de não-conformes do lote acima LSE = 50,435%  
 Estimativa de não-conformes do lote abaixo LIE = 0,000%  
 Máxima percentagem de não-conformes = 0,864%

50,435% > 0,864%

Rejeitar o Lote

FIGURA 4.14 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA DATUM B

FONTE: O autor (2009)

- XY24

Sentenciamento do Lote

Entrar com a amostra:

	DATUM B	XY24	XY37	XY41	E	F
1	18,244	12,412	5,674	8,294		
2	18,219	12,42	5,672	8,451		
3	18,247	12,423				
4	18,24	12,398				
5	18,244	12,429				
6	18,248	12,451				
7	18,253	12,431				
8	18,239	12,425				
9	18,254	12,516				
10	18,23	12,393				
11	18,222	12,4				
12	18,231	12,409				
13	18,223	12,405	5,663	8,443		
14	18,234	12,403	5,663	8,437		

Medidas

LIE 12

LSE 12,4

OK

Índice QLSE

Índice QLSE negativo!

OK

O índice QLSE = (LSE - média)/s não deve ser negativo

Rejeitar o Lote

FIGURA 4.15 – SENTENCIAMENTO LOTE, CARACTERÍSTICA XY24

FONTE: O autor (2009)

Conforme a norma, se um ou ambos os índices  $Q_{LSE}$  ou  $Q_{LIE}$  apresentarem valor negativo, a amostra é rejeitada e consequentemente o lote será rejeitado. Esses índices são negativos em percentuais muito altos de itens não-conformes.

A Travessa Dianteira possui características da qualidade que não podem ser medidas como: marcação de rastreabilidade, rebarbas, deformações, choques e trincas. Um plano amostral para essas características é definido com NQA = 0,25%, Nível de Inspeção = II, Tamanho do Lote = 281 a 500, Tipo do Plano = Amostragem Simples e Regime de Inspeção = Normal, é definido com  $n = 50$ ,  $Ac = 0$  e  $Re = 1$ . Em

cada peça são verificados os cinco atributos citados anteriormente, se um atributo apresentar não-conformidade a peça será considerada não-conforme. Na inspeção de recebimento o agente de inspeção não encontrou irregularidade alguma nos atributos de cada unidade. Portanto o lote deve ser aceito, já que não há unidades não-conformes na amostra. A figura seguinte ilustra os detalhes do plano amostral.

Amostragem Simples	
Probabilidade de Aceitação	
Tamanho da amostra	50
Número de aceitação	0
Número de rejeição	1
Não-conformes do lote (%)	0,25
Probabilidade de aceitação do lote (%)	88,23588
Calcular	
Inspeção de Retificação	
Tamanho do lote	300
Qualidade de saída média (%)	0,18382
Limite da qualidade de saída média (%)	0,60707
Não-conformes (%)	1,96000
Calcular	
QSM	

FIGURA 4.16 – DETALHES PLANO AMOSTRAL COM AMOSTRAGEM SIMPLES

FONTE: O autor (2009)

A FIGURA 4.16 mostra que para o plano amostral  $n = 50$ ,  $Ac = 0$  e  $Re = 1$  definido para a peça Travessa Dianteira, a probabilidade de aceitação do lote junto à equipe de inspeção é de 88,24% e que a qualidade de saída média dos lotes recebidos é de 0,18% de unidades não-conformes. Com intuito de reduzir o tamanho amostral a amostragem dupla ou múltipla pode ser aplicada.

#### 4.2.2 Dados obtidos por simulação

Com o auxílio do software Matlab foram criadas duas funções capazes de simular um processo de produção com determinado nível de unidades não-conformes. Os valores gerados para os lotes foram obtidos de forma aleatória, assim como os valores que compõem a amostra. Os arquivos *M-File* são mostrados nas figuras seguintes.

```

1  function amostras = UniformeRnd(N,n,p,qt)
2  %N = tamanho do lote
3  %n = tamanho da amostra
4  %p = porcentagem não-conformes
5  %qt = quantidade de amostras
6  Nold = N;
7  for q=1:qt
8      for i=1:Nold
9          vLote(i) = unifrnd(0,1) < p;
10     end
11     vLoteold = vLote;
12     for i=1:n
13         numAle = floor(rand*(Nold + (-i + 1))) + 1;
14         amostra(i) = vLote(numAle);
15         for k=numAle:N-1
16             vLote(k) = vLote(k+1);
17         end
18         N = N - 1;
19     end
20     result(:,q) = amostra';
21 end
22 amostras = result;

```

FIGURA 4.17 – FUNÇÃO UNIFORMERDN

FONTE: O autor (2009)

```

1  function amostras = AmostraGaussiana(N,n,mu,dp,qt)
2  %N = tamanho do lote
3  %n = tamanho da amostra
4  %mu = média
5  %dp = desvio padrão
6  %qt = quantidade de amostras
7  Nold = N;
8  for q=1:qt
9      N = Nold;
10     amostraz = randn(N,1);
11     for i=1:N
12         vLote(i) = mu + amostraz(i)*dp;
13     end
14     vLoteold = vLote;
15     for i=1:n
16         numAle = floor(rand*(N + (-i + 1))) + 1;
17         amostra(i) = vLote(numAle);
18         for k=numAle:N-1
19             vLote(k) = vLote(k+1);
20         end
21         N = N - 1;
22     end
23     result(:,q) = amostra';
24 end
25 amostras = result;

```

FIGURA 4.18 – FUNÇÃO AMOSTRAGAUSSIANA

FONTE: O autor (2009)



A função `UniformeRnd()` recebe quatro parâmetros:  $N$ , tamanho do lote;  $n$ , tamanho da amostra;  $p$ , porcentagem de não-conformes do processo; e  $qt$ , quantidade de lotes que devem ser gerados. Esta função gera, em cada iteração, um vetor com  $N$  posições que são preenchidas aleatoriamente com os números zero ou um, obtidos pela distribuição Uniforme, na proporção passada pelo parâmetro  $p$ . O número zero indica item conforme e o número um indica item não-conforme. Os itens do vetor amostra são retirados deste vetor lote, também de forma aleatória. Este procedimento é feito o número de vezes estipulado em  $qt$  resultando em uma matriz com  $n$  linhas e  $qt$  colunas.

O procedimento utilizado na função `AmostraGaussiana` é semelhante ao utilizado na função `UniformeRnd`. Os lotes também são gerados de forma aleatória, mas com valores da distribuição Gaussiana com parâmetros  $\mu$  (média) e  $\sigma$  (desvio padrão) passados para a função.

#### 4.2.2.1 Simulação em planos amostrais para atributos

No estudo de planos amostrais para atributos foram realizadas três simulações. Cada simulação trata de um plano amostral diferente dos demais, onde são considerados valores maiores e menores para o percentual de não-conformes do processo tendo como base o NQA escolhido para o plano amostral. Foram simuladas 100 amostras para cada  $N_{cf}$  do processo, no caso de planos para atributos, e 100 amostras para cada  $C_p$ , no caso de planos para variáveis. As amostras obtidas por simulação não serão apresentadas na sua totalidade, pois seriam necessárias muitas páginas para sua exibição. Estas amostras podem ser visualizadas na mídia de *CD-ROM* que acompanha este trabalho. Abaixo, a primeira simulação trás as características e o plano amostral que geraram as amostras apresentadas em tabelas com percentual de não-conformes nelas indicado. Se o número de itens não-conformes contado na amostra for maior que  $A_c$  a amostra, e consequentemente, o lote será rejeitado. Em caso contrário, aceito.

- **Primeira simulação:**

i) Características que definem o plano amostral: NQA = 1%, Tamanho do lote = 100, Amostragem = Simples, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.

ii) Plano amostral:  $n=13$ ,  $Ac=0$  e  $Re=1$ .

TABELA 4.1 – AMOSTRAS SIMULADAS DE UM PROCESSO COM Ncf = 3%

Ncf do processo = 3%								
Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	0	0	0	0		0	0	0
2	0	0	0	0		0	0	0
3	0	0	0	0		0	0	0
4	0	0	0	0		0	0	1
5	0	0	0	0		0	0	0
6	0	0	0	0		0	0	0
7	0	0	0	0	...	0	0	0
8	0	0	0	0		0	0	0
9	0	0	0	0		0	0	0
10	0	0	0	0		0	0	0
11	0	0	0	0		0	0	0
12	0	0	0	0		0	0	0
13	0	0	0	0		0	0	0
Σ	0	0	0	0		0	0	1
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar		Aceitar	Aceitar	Rejeitar

FONTE : O autor (2009)

Considerando um processo com nível de 3% de Ncf, 60 lotes foram aceitos.

TABELA 4.2 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM NCF = 2%

Ncf do processo = 2%								
Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	0	0	0	0		0	1	0
2	0	0	0	0		0	0	0
3	0	0	0	0		0	0	0
4	0	0	0	0		0	0	0
5	0	0	0	0		0	0	0
6	0	0	0	0		0	0	0
7	0	0	0	0	...	0	0	1
8	0	0	0	0		0	0	0
9	0	0	0	0		0	0	0
10	0	0	0	0		0	0	0
11	0	0	0	0		0	0	0
12	0	0	0	0		0	0	0
13	0	0	0	0		0	0	0
Σ	0	0	0	0		0	1	1
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar		Aceitar	Rejeitar	Rejeitar

FONTE : O autor (2009)

78 lotes aceitos.

TABELA 4.3 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM NCF = 1%

Ncf do processo = 1%								
Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	0	0	0	0		0	0	0
2	0	0	0	0		0	0	0
3	0	0	0	0		0	0	0
4	0	1	0	0		0	0	0
5	0	0	0	0		0	0	0
6	0	0	0	0		0	0	0
7	0	0	0	0	...	0	0	0
8	0	0	0	0		0	0	0
9	0	0	0	0		0	0	0
10	0	0	0	0		0	0	0
11	0	0	0	0		0	0	0
12	0	0	0	0		0	0	0
13	0	0	0	0		0	0	0
Σ	0	1	0	0		0	0	0
Decisão	Aceitar	Rejeitar	Aceitar	Aceitar		Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

85 lotes aceitos.

TABELA 4.4 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM NCF = 0,8%

Ncf do processo = 0,8%								
Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	0	0	0	0		0	0	0
2	0	0	0	0		0	0	0
3	0	0	0	0		0	0	0
4	0	0	0	0		0	0	0
5	0	0	0	0		0	0	0
6	0	0	0	0		0	0	0
7	0	0	0	0	...	0	0	0
8	0	0	0	0		0	0	0
9	0	0	0	0		0	0	0
10	0	0	0	0		0	0	0
11	0	0	0	0		0	0	0
12	0	0	0	0		0	0	0
13	0	0	0	0		0	0	0
Σ	0	0	0	0		0	0	0
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar		Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

87 lotes aceitos.

TABELA 4.5 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO COM NCF = 0,5%

Ncf do processo = 0,5%								
Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	0	0	0	0		0	0	0
2	0	0	0	1		0	0	0
3	0	0	0	0		0	0	0
4	0	0	0	0		0	0	0
5	0	0	0	0		0	0	0
6	0	0	0	0		0	0	0
7	0	0	0	0	...	0	0	0
8	0	0	0	0		0	0	0
9	0	0	0	0		0	0	0
10	0	0	0	0		0	0	0
11	0	0	0	0		0	0	0
12	0	0	0	0		0	0	0
13	0	0	0	0		0	0	0
$\Sigma$	0	0	0	1		0	0	0
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Rejeitar		Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

97 lotes aceitos.

A tabela seguinte organiza as informações da primeira simulação para cada percentual de não-conformes considerado:

TABELA 4.6 – RESULTADOS DA PRIMEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS

Ncf do processo (%)	Lotes aceitos	Lotes rejeitados
3	60	40
2	78	22
1	85	15
0,8	87	13
0,5	97	3

FONTE : O autor (2009)

- **Segunda simulação:**

- Características que definem o plano amostral: NQA = 2,5%, Tamanho do lote = 200, Amostragem = Simples, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.
- Plano amostral:  $n = 32$ ,  $Ac = 2$  e  $Re = 3$ .

TABELA 4.7 – RESULTADOS DA SEGUNDA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS

Ncf do processo (%)	Lotes aceitos	Lotes rejeitados
4	90	10
3	93	7
2,5	93	7
2	99	1

FONTE : O autor (2009)

- **Terceira simulação:**

- Características que definem o plano amostral: NQA = 4%, Tamanho do lote = 90, Amostragem = Dupla, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.
- Plano amostral:  $n = 8$ ,  $Ac_1 = 0$ ,  $Ac_2 = 1$ ,  $Re_1 = 2$  e  $Re_2 = 2$ .

TABELA 4.8 – RESULTADOS DA TERCEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA ATRIBUTOS

Ncf do processo (%)	Lotes aceitos			Lotes rejeitados		
	1ª amostra	2ª amostra	Total	1ª amostra	2ª amostra	Total
7	51	33	84	9	7	16
4	81	13	94	4	2	6
3	77	19	96	3	1	4

FONTE : O autor (2009)

#### 4.2.2.2 Simulação em planos amostrais para variáveis

As amostras geradas são aceitas ou rejeitadas conforme o percentual estimado de unidades não-conformes do lote. O software Planinsp estima este percentual e faz as comparações necessárias com o valor ou valores máximos permitidos de não-conformes segundo as características do plano amostral. As quatro simulações seguintes mostram o sentenciamento de lotes feito pelo Planinsp para quatro distintos planos amostrais variando a capacidade do processo (centrado e descentrado) do produtor.

- **Primeira simulação:**

- i) Características que definem o plano amostral: Desvio padrão desconhecido com 1 limite, NQA = 1%, Tamanho do lote = 40, LSE = 209, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.

- ii) Plano amostral:  $n = 5$ ,  $M = 3,33\%$ .

### 1) Processo centrado

TABELA 4.9 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM  $C_p = 0,53$  E  $\sigma = 8,8$

Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	199,39	197,23	199,34	212,99		197,55	205,32	202,81
2	206,47	188,01	196,70	180,05		186,03	197,56	195,71
3	191,78	198,53	198,39	186,51	...	210,91	182,27	202,51
4	209,90	186,23	202,02	187,78		190,01	200,43	210,54
5	197,20	196,40	197,75	185,28		194,77	187,71	200,56
Decisão	Rejeitar	Aceitar	Aceitar	Rejeitar	...	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar

FONTE : O autor (2009)

58 lotes aceitos.

TABELA 4.10 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM  $C_p = 1$  E  $\sigma = 4,67$

Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	194,32	202,22	196,09	201,29		191,09	208,78	189,46
2	198,30	193,12	194,15	197,74		196,22	199,51	198,10
3	200,74	204,97	195,33	203,08	...	195,49	189,34	197,88
4	192,81	197,04	206,49	189,95		181,67	197,34	195,21
5	196,53	197,64	197,56	190,01		190,18	191,94	189,43
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar	...	Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

98 lotes aceitos.

TABELA 4.11 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM  $C_p = 1,33$  E  $\sigma = 4,5088$

Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	196,37	193,99	189,73	194,85		192,42	196,87	196,10
2	197,57	194,25	196,21	195,72		197,18	194,12	190,90
3	193,23	192,49	194,97	198,38	...	193,63	193,45	200,95
4	190,17	199,61	193,48	192,75		194,71	192,32	199,11
5	190,46	194,97	195,69	200,22		199,37	188,60	198,10
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar	...	Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

100 lotes aceitos.

TABELA 4.12 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO CENTRADO COM  $C_p = 1,66$  E  $\sigma = 2,8112$

Amostra/ $i$	1	2	3	4	...	98	99	100
1	199,45	192,69	192,81	192,71		196,97	198,56	199,44
2	200,20	198,77	193,25	192,87		191,26	192,42	197,65
3	197,79	199,21	197,39	192,72	...	192,14	196,79	196,37
4	194,44	196,32	194,71	189,26		197,56	197,67	194,06
5	194,69	189,94	197,20	188,20		199,70	194,42	196,74
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar	...	Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

100 lotes aceitos.

## 2) Processo descentrado

TABELA 4.13 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM  $\sigma = 8,8$ ,  $C_p = 0,53$  E  $C_{pk} = 0,4608$

Amostra/ $i$	1	2	3	4	...	98	99	100
1	194,63	192,88	183,57	204,49		209,69	179,98	212,80
2	208,81	202,60	199,77	207,19		204,72	201,32	210,48
3	198,55	191,80	204,70	191,35	...	195,10	195,34	211,71
4	198,55	203,07	204,20	202,74		204,46	203,27	202,47
5	218,58	201,77	189,36	201,69		198,64	210,49	202,93
Decisão	Rejeitar	Aceitar	Rejeitar	Rejeitar	...	Rejeitar	Rejeitar	Rejeitar

FONTE : O autor (2009)

21 lotes aceitos.

TABELA 4.14 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM  $\sigma = 8,67$ ,  $C_p = 1$  E  $C_{pk} = 0,6826$

Amostra/ $i$	1	2	3	4	...	98	99	100
1	198,09	198,70	203,85	194,05		195,84	200,89	199,81
2	200,78	203,39	193,09	196,15		207,35	193,96	205,57
3	198,89	201,81	207,15	188,29	...	198,99	193,77	203,60
4	206,18	208,57	204,69	200,50		204,64	194,67	201,51
5	201,49	200,88	200,39	202,26		191,15	202,81	203,76
Decisão	Aceitar	Aceitar	Rejeitar	Aceitar	...	Rejeitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

76 lotes aceitos.

TABELA 4.15 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM  $\sigma = 3,5088$ ,  $C_p = 1,33$   
E  $C_{pkm} = 0,7640$

Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	198,34	196,79	205,64	197,59		202,49	201,61	192,60
2	204,25	195,68	200,16	200,12		203,23	201,95	202,23
3	202,57	202,17	202,08	202,32	...	202,67	200,78	203,85
4	195,83	201,73	192,12	198,60		200,43	196,51	197,76
5	205,86	205,68	197,38	198,93		197,38	189,92	198,08
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar	...	Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

93 lotes aceitos.

TABELA 4.16 – AMOSTRAS SIMULADAS PROCESSO DESCENTRADO COM  $\sigma = 2,8112$ ,  $C_p = 1,66$   
E  $C_{pkm} = 0,8136$

Amostra/ i	1	2	3	4	...	98	99	100
1	198,34	196,79	205,64	197,59		202,49	201,61	192,60
2	204,25	195,68	200,16	200,12		203,23	201,95	202,23
3	202,57	202,17	202,08	202,32	...	202,67	200,78	203,85
4	195,83	201,73	192,12	198,60		200,43	196,51	197,76
5	205,86	205,68	197,38	198,93		197,38	189,92	198,08
Decisão	Aceitar	Aceitar	Aceitar	Aceitar	...	Aceitar	Aceitar	Aceitar

FONTE : O autor (2009)

100 lotes aceitos.

TABELA 4.17 – RESULTADOS DA PRIMEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS

			Processo Centrado, $\mu = 195$		Processo Descentrado, $\mu = 200$	
$C_p$	$\sigma$	$C_{pkm}$	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados
0,53	8,8	0,4608	58	42	21	79
1	4,67	0,6826	98	2	76	24
1,33	3,5088	0,7640	100	0	93	7
1,66	2,8112	0,8136	100	0	100	0

FONTE : O autor (2009)

- **Segunda simulação:**

- Características que definem o plano amostral: Desvio padrão desconhecido com 2 limites, NQA LIE = 0,40%, NAQ LSE = 0,25%,



Tamanho do lote = 1300, LIE = 5,45, LSE = 5,55, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.

ii) Plano amostral:  $n = 50$ ,  $M_{LIE} = 1,16\%$  e  $M_{LSE} = 0,778\%$ .

TABELA 4.18 – RESULTADOS DA SEGUNDA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS

			Processo Centrado, $\mu = 5,50$		Processo Descentrado, $\mu = 5,48$	
Cp	$\sigma$	Cpkm	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados
0,75	0,0222	0,5574	9	91	0	100
1	0,0166	0,6402	95	5	1	99
1,2	0,0138	0,6845	100	0	20	80
1,33	0,0125	0,7062	100	0	59	41
1,66	0,0100	0,7448	100	0	96	4

FONTE : O autor (2009)

- **Terceira simulação:**

i) Características que definem o plano amostral: Desvio padrão desconhecido com 2 limites, NQA LIE = NQA LSE = 0,10%, Tamanho do lote = 600, LIE = 0,445, LSE = 0,555, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.

ii) Plano amostral:  $n = 35$  e  $M = 0,373\%$

TABELA 4.19 – RESULTADOS DA TERCEIRA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS

			Processo Centrado, $\mu = 0,50$		Processo Descentrado, $\mu = 0,51$	
Cp	$\sigma$	Cpkm	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados
0,8	0,0229	0,7332	14	86	6	94
1	0,0183	0,8779	70	30	36	64
1,33	0,0138	1,0768	100	0	96	4
1,66	0,0110	1,2305	100	0	100	0

FONTE : O autor (2009)

- **Quarta simulação:**

i) Características que definem o plano amostral: Desvio padrão desconhecido com 1 limite, NQA = 0,65%, Tamanho do lote = 1000, LSE = 250, Nível de inspeção = II e Regime de inspeção = Normal.

ii) Plano amostral:  $n = 35$  e  $M = 1,870\%$ .

TABELA 4.20 – RESULTADOS DA QUARTA SIMULAÇÃO, PLANOS PARA VARIÁVEIS

			Processo Centrado, $\mu = 264$		Processo Descentrado, $\mu = 260$	
Cpi	$\sigma$	Cpkm	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados	Lotes Aceitos	Lotes Rejeitados
0,6	7,7778	0,4751	18	82	0	100
0,8	5,8333	0,5577	86	14	17	83
1	4,6667	0,6139	100	0	64	36
1,33	3,5088	0,6714	100	0	98	2

FONTE : O autor (2009)

## 5 CONCLUSÃO

Verificou-se que na inspeção por atributos, um percentual maior de não-conformes daquele estipulado no plano amostral, o número de lotes rejeitados é muito grande. À medida que aumenta a qualidade do processo o número de lotes rejeitados diminui. Contudo, mesmo que o produtor mantenha o percentual de não-conformes do processo igual ao valor do NQA, ainda haverá rejeição de lotes. Para que haja maior aceitação dos lotes recebidos o produtor deve melhorar seu processo de produção a fim de diminuir o nível de unidades não conformes.

Na inspeção por variáveis, considerando baixos valores de capacidade do processo tem-se grande rejeição dos lotes produzidos. E a falta de centralidade do processo piora esta situação. A resposta para o aumento da capacidade é a maior aceitação de lotes pela diminuição da variabilidade na produção. Quando o processo não está centrado o aumento da capacidade do processo reflete na maior aceitação de lotes, porém em menor número comparado aos lotes vindos de um processo centrado. Então o produtor além de buscar diminuir a variabilidade do processo, também deve mantê-lo centrado no valor nominal de cada característica da qualidade.

O software Planinsp se mostra sensível as mudanças de variabilidade que ocorrem em um processo produtivo, e torna-se uma ferramenta de grande valia na busca da manutenção e melhoria da qualidade.

As normas utilizadas neste trabalho, ANSI/ASQ Z.4 e ANSI/ASQ Z1.9 são sistemas de amostragem adotados por empresas e indústrias a mais de 50 anos. Embora no Brasil as suas análogas normas NBR-5426 e NBR-5429 tenham sua última atualização na década dos anos 80, a ANSI/ASQ vem realizando revisões regularmente. As normas ANSI/ASQ estudadas aqui foram revistas no ano de 2003, mas uma recente revisão foi publicada no ano de 2008. Mostrando, assim, a sua importância e adoção pelas diversas organizações.

Não foram encontrados trabalhos que tratassem especificamente da aplicação das normas de inspeção e resultados. Isso se dá pelo fato de que as empresas têm uma postura de se proteger ao máximo quanto a vazamento de informações. Essa postura impede que os estudos sejam realizados e divulgados. Por conta disso, muitas vezes, a falta de conhecimento faz com que as normas

sejam aplicadas de forma equivocada gerando insatisfação por parte de quem produz e de quem compra.

A inspeção de recebimento não deve ser aplicada de forma isolada. Pois ela é utilizada para avaliar a qualidade de produtos e não tem a função de corrigir falhas do processo. Portanto, a inspeção deve fazer parte de um conjunto de medidas e procedimentos bem estruturados, onde todos os integrantes e responsáveis tenham comprometimento na sua aplicação, e pleno conhecimento teórico dos métodos e ferramentas que estão sendo aplicados.

Tanto instituições privadas quanto públicas só têm a ganhar em abrir suas portas para os estudos realizados pelas instituições de ensino.

## 5.1 SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS

Recomenda-se alguns pontos de melhoria para trabalhos futuros:

- A Implementação computacional de planos amostrais com LQSM e QL determinados.
- Incorporação ao software Planinsp de uma interface que possibilite a simulação de planos amostrais como realizado neste trabalho, a fim de dar ao produtor e consumidor uma prévia dos resultados que serão alcançados pela aplicação de determinado plano amostral.
- Ampliação do software para disponibilização de outras técnicas de amostragem como o *skip-lot*.

## REFERÊNCIAS

ALVES, W. P. **C++ Builder 6: Desenvolva Aplicações para Windows**. 1. ed. São Paulo: Érica, 2005.

AMERICAN NATIONAL STANDARDS INSTITUTE AND AMERICAN SOCIETY FOR QUALITY. **ANSI/ASQ Z1.4: Sampling Procedures and Tables for Inspection by Attributes**. Milwaukee, 2003.

AMERICAN NATIONAL STANDARDS INSTITUTE AND AMERICAN SOCIETY FOR QUALITY. **ANSI/ASQ Z1.9: Sampling Procedures and Tables for Inspection by Variables**. Milwaukee, 2003.

ANDRADE, L. A. S. **Uma Proposta Metodológica para a Inspeção da Qualidade em Blocos Cerâmicos para Alvenaria em Canteiros de Obras**. 84 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção), Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2002.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 5426: Planos de Amostragem e Procedimentos na Inspeção por Atributos**. Rio de Janeiro, 1985.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 5427: Guia para Utilização da Norma NBR 5426**. Rio de Janeiro, 1985.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 5429: Planos de Amostragem e Procedimentos na Inspeção por Variáveis**. Rio de Janeiro, 1985.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 5430: Guia para Utilização da Norma NBR 5429**. Rio de Janeiro, 1985.

BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. **Elementos de Amostragem**. 1. ed. Edição. São Paulo: Edgard Blucher, 2005.

COSTA, A. F. B.; EPPRECHT, E. K.; CARPINETTI, L. C. R. **Controle Estatístico de Qualidade**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2004.

COSTA, J. J. da S. **Controle de Qualidade**. Aspectos Organizacionais e Modelo Estatístico. 1. ed. Rio de Janeiro: Rio, 1977.

DEITEL, H. M.; DEITEL, P. J. **C++ Como Programar**. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.

DEMING, W. E. **Qualidade: A Revolução da Administração**. 1. ed. Rio de Janeiro: Saraiva, 1990.

DIAS, A. de S. **Desenvolvendo em Borland Builder 5**. 1. ed. Rio de Janeiro: Ciência Moderna, 2000.

DODGE, H. F.; ROMIG, H. G. **Sampling Inspection Tables, Single and Double Sampling**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Wiley, 1959.

DUNCAN, A. J. **Quality Control and Industrial Statistics**. 5<sup>th</sup> ed. Homewood: Irwin, 1986.

FEIGENBAUM, A. V. **Controle da Qualidade Total**. São Paulo: Makron Books, 1994. v. 3.

GRANT, E. L.; LEAVENWORTH, R. S. **Statistical Quality Control**. 6<sup>th</sup> ed. New York: McGraw-Hill Book Company, 1988.

JURAN, J. M. **A Qualidade Desde o Projeto**. Os novos passos para o planejamento da qualidade em produtos e serviços. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2009.

JURAN, J. M.; GRYNA, F. M. **Controle da Qualidade**. 4. ed. São Paulo: Makron Books, 1993.

LAW, A. M.; KELTON, W. D. **Simulation Modeling Analysis**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: McGraw Hill, 2000.

LIEBERMAN, G. J.; RESNIKOFF G. J. Sampling Plans for Inspection by Variables. **Journal of the American Statistical Association**. Washington, junho 1955. v. 270. p. 457 – 516.

LIEBERMAN, G. J.; RESNIKOFF G. J. **Tables of the non-central t distribution – Density Function, Cumulative Distribution Function and Percentage Points**. Califórnia: Stanford University Press, 1957.

LOURENÇO FILHO, Ruy de C. B. **Controle Estatístico de Qualidade**. 1. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1989.

MARTINS, R. A. **Inspeção por Amostragem**. Universidade Federal de São Carlos. São Carlos, 2002. Disponível em:  
<[http://www.dcce.ibilce.unesp.br/~adriana/ceq/Material%20de%20aula/Ap\\_insp.pdf](http://www.dcce.ibilce.unesp.br/~adriana/ceq/Material%20de%20aula/Ap_insp.pdf)>.  
Acesso em: 02/10/2008.

MATEUS, C. A. **C++ Builder 5: Guia Prático**. 2. ed. São Paulo: Érica, 2000.

MONTGOMERY, D. C. **Introdução ao Controle Estatística da Qualidade**. 4. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2004.

MOREIRA, S. D. **Percepção da Qualidade e Uso Competitivo de Tecnologia de Informação em Empresas Têxteis e de Confecção de “JeansWear”**. 175 f. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Gestão) – Centro Tecnológico, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2004.

PALADINI, E. P. **Avaliação Estratégica da Qualidade**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

RUSSO, S. L. **Gráficos de Controle para Variáveis Não-conformes Autocorrelacionadas**. 120 f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção), Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2002.

SIQUEIRA, L. G. P. **Controle Estatístico do Processo**. 1. ed. São Paulo: Pioneira, 1997. v. 9.

SOUZA, O. F. **Gestão da Qualidade de Prestadores de Serviços. O Caso de Empreendimentos de Construção e Montagem da Indústria do Petróleo e Gás Natural**. 192 f. Dissertação (Mestrado em Sistemas de gestão) – Centro Tecnológico, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2005.

STEPHENS, K. S. **How to Perform Skip-Lot and Chain Sampling**. 2<sup>nd</sup> ed. Milwaukee: Paperback, 1995. v. 4.

TRIVEDI, K. S. **Probability and Statistics with Reliability Queuing and Computer Science Applications**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 2002.